

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编: 张杰

會議特刊

2016 国际货币论坛暨 《人民币国际化报告》发布会

*2016 International Monetary Forum and
Press Conference of RMB Internationalization Report*

全球货币政策合作共赢

人民币贬值背景下中国跨境资本流动

中国货币政策有效性下降与预期管理研究

经济新常态下商业银行风险预警系统研究

陈雨露

陈卫东、王有鑫

郭豫娟、陈伟洋、陈彦斌

丁德臣

IMI 顾问委员会

Pan Gongsheng	潘功胜
Robert A. Mundell	
Wang Zhaoxing	王兆星
Edmond Alphandery	
Su Ning	苏宁
Joseph C.K. Yam	任志刚
Ma Delun	马德伦
Li Ruogu	李若谷
Yaseen Anwar	
Li Yang	李扬
Chen Yunxian	陈云贤
Steve H. Hanke	
Xia Bin	夏斌

IMI 学术委员会

主席	
Chen Yulu	陈雨露
(以姓氏拼音为序)	
Ben Shenglin	贲圣林
Cao Tong	曹彤
Chen Weidong	陈卫东
Ding Zhijie	丁志杰
Ding Jianping	丁剑平
E Zhihuan	鄂志寰
Robert Elsen	
Feng Bo	冯博
Tomoyuki Fukumoto	
Guo Qingwang	郭庆旺
Hu Xuehao	胡学好
Huang Jinlao	黄金老
Ji Zhihong	纪志宏
Jiao Jinpu	焦瑾璞
Jin Yu	金煜
Jaya Josie	
Rainer Klump	
Li Wenhong	李文泓
Il Houn Lee	李一衡
Liu Jun	刘珺
Liu Qingsong	刘青松
Lu Lei	陆磊
David Marsh	
Juan Carlos Martinez Oliva	
Miao Yufeng	苗雨峰
Herbert Poenisch	
Qu Qiang	瞿强
Alain Raes	
Alfred Schipke	
Anoop Singh	
Sun Lujun	孙鲁军
Wanda Tseng	曾颂华
Tu Yonghong	涂永红
Wang Yi	王毅
Wang Yongli	王永利
Wei Benhua	魏本华
Xuan Changneng	宣昌能
Zhang Jie	张杰
Zhang Xiaopu	张晓朴
Zhang Zhixiang	张之骥
Zhao Haiying	赵海英
Zhao Xijun	赵锡军
Zhou Daoxu	周道许
Zhuang Yumin	庄毓敏

IMI 管理团队

所长	
Zhang Jie	张杰
Cao Tong	曹彤
执行所长	
Ben Shenglin	贲圣林
副所长	
Tu Yonghong	涂永红
Song Ke	宋科

【IMI 动态·6 月简讯】

- 6 月 5 日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）、韩国对外经济政策研究院（KIEP）北京代表处与中国人民大学财政金融学院货币金融系共同举办的第 33 期“大金融思想沙龙暨 IMI-KIEP 联合课题报告发布会”在人民大学举行。国家外汇管理局原副局长魏本华，韩国对外经济政策研究院北京代表处首席代表杨平燮，中国人民银行乌鲁木齐中心支行行长郭建伟，IMI 副所长涂永红、研究员张超等出席报告会并发言。发布会由中国人民银行国际司原司长张之骥主持。
- 6 月 18 日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）与中国互联网商务金融研究院全球经济大数据精准洞察实验室联合举办的“第一届中国大数据与经济预测论坛”在中国人民大学顺利举行，会议主题为“当经济预测遇到大数据”。会议由国务院发展研究中心国际技术经济研究所经济金融研究室副主任、中国互联网商务金融研究院全球经济大数据精准洞察实验室副主任曲双石主持。
- 6 月 19 日下午，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）和中国人民大学财政金融学院货币金融系主办的大金融思想沙龙（第 34 期）暨马工程重大项目“防范和化解经济金融风险研究”内部研讨会在人民大学举行。本次沙龙邀请到对外经济贸易大学校长助理丁志杰担任主讲嘉宾，针对“国际货币体系改革与 SDR”这一主题发表演讲。国家外汇管理局原副局长魏本华、中银香港首席经济学家鄂志寰、中国证监会河南监管局原局长刘青松出席沙龙并进行点评。沙龙由 IMI 副所长涂永红主持。
- 6 月 26 日，由中国人民大学国际货币研究所（IMI）主办的“货币金融圆桌会议·2016 夏”在北京隆重举行。会议围绕“区块链与金融”这一主题展开深入研讨。本次会议由 IMI 联席所长、厦门国际金融技术有限公司董事长曹彤主持。圆桌讨论阶段，嘉宾围绕区块链的应用与市场、FinTech 技术对于现有规则的影响、比特币的实际价值与潜在技术风险、比特币的交易原理与技术构成等议题展开讨论。
- 6 月 28 日，受德国知名智库“德国发展非政府组织协会”（VENRO）邀请，IMI 研究员罗煜博士在柏林参加“新债务危机——中国在联合国和 G20 进程中的作用（New Debt Crises – China's Role in the UN and G20 Processes）”研讨会，做了“中国在 G20 关于全球金融架构和主权债务危机的议程（China's G20 Agenda with Regard to the Global Financial Architecture and Sovereign Debt）”的主旨发言。



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.org.cn/>

目 录

【卷 首】

全球货币政策合作共赢 ————— 陈雨露 01

人民币贬值背景下中国跨境资本流动：渠道、规模、趋势及风险防范 —陈卫东、王有鑫 06

论汇率贬值对人民币国际化的影响——基于主要国际货币比较的分析 ————— 周宇 23

中国货币政策有效性下降与预期管理研究 ————— 郭豫媚、陈伟泽、陈彦斌 39

加入人民币的 SDR 汇率波动：稳定性与代表性的检验 ————— 丁剑平、向坚、蔚立柱 63

央行如何实现汇率政策目标

——基于在岸 -- 离岸人民币汇率联动的研究 ————— 王芳、甘静芸、钱宗鑫、何青 78

经济新常态下商业银行风险预警系统研究 ————— 丁德臣 76

非利息收入降低了银行的系统性风险吗？

——基于规模异质的视角 ————— 朱波、杨文华、邓叶峰 112

人民币分行业名义有效汇率及其对我国分行业股票收益率的影响— 邹宏元、游晋、付霞 129

人民币汇率变动、市场竞争与企业创新 ————— 余静文 142

通货膨胀预期与企业存货调整行为 ————— 饶品贵、岳衡、姜国华 165

【卷首】

全球货币政策合作共赢

陈雨露¹

随着世界各国经济联系的日益密切，中央银行作为一国金融体系的核心和领导者，正日益广泛深入地参与到国际经济金融政策合作当中来。中央银行之间的沟通与政策协调，已经成为有效实施货币政策、重建全球金融秩序的重要手段。从历史上看，中央银行之间的货币政策的协调与合作，在不同时代、不同背景下，对相关国家的经济金融的稳定和发展都曾发挥过非常重要的作用。1929-1933 年的大萧条之后，英、美、法三国认识到，竞争性货币贬值并不能帮助各国走出发展困境，于是在 1936 年签署了“英美法三方协议共同协调货币政策，逐步扭转了各自不利的局面。上世纪三、四十年代，当金本位制度不再适合经济发展需要时，1944 年布雷顿森林体系的制度设计再次实现了国际货币政策的规则协调，保持了内部均衡。1945 年成立的 IMF 在各国的协调下达成了“防止竞争性贬值”的共识，促进了经济的稳定发展。1971 年布雷顿森林体系解体之后，1976 年的《牙买加协议》又在 IMF 的协调下得以签署，承认了浮动汇率体系，推动了现行国际货币体系的顺利演进。随着采用浮动汇率的国家的增多，国际货币协调更多地转向了货币政策。1998 年亚洲金融危机后，除 IMF 的应对救助外，中国承诺人民币不贬值，成为促进地区金融稳定的重要力量。2008 年国际金融危机爆发后，G20 伦敦峰会出台了总额 1.1 万亿美元的全球经济复苏和增长计划，向国际社会发出了团结一致、合作应对国际金融危机的强有力信号，提振了市场信心。G20 匹兹堡峰会则确立了 G20 作为国际经济合作主要论坛的地位，启动“强劲、可持续、平衡增长框架”以及相互评估进程，并就 G20 峰会机制化达成重要共识。这两次具有深远影响的峰会，无一例外是在各国协调与合作的基础上产生的，显著降低了全球金融市场流动性风险和信用风险，为缓解金融危机、促进各国经济复苏发挥了至关重要的作用。

然而，我们也应看到，尽管 G20 全球治理在国际金融危机期间有所收获，但是，近年来有迹象表明，以经济政策协调为中心的全球合作有逐步弱化的可能。虽然 G20 布里斯班峰会就关注自身政策的全球影响、合作管控外溢效应、防止竞争性贬值、使用各种政策杠杆

1 陈雨露，中国人民大学国际货币研究所学术委员会主任、中国人民银行副行长

巩固市场信心和经济复苏达成了共识，但是政策沟通和协调似乎不如人意，全球复苏弱于预期，而且逐步进入了低增长、低通胀、高风险的新状态。

当前，主要发达经济体货币政策分化明显，美国已启动利率正常化进程，日本央行宣布实施“负利率”，成为继丹麦、瑞典、瑞士、欧央行之后第五家实施负利率的央行，瑞典央行宣布加大负利率政策力度，欧央行在经济没有足够起色的情况下，也释放出货币政策有可能进一步宽松的信号。全球货币政策分化造成的溢出效应和回溢效应日益突出，由于缺乏深入的研究探讨和有效的政策沟通协调，这种政策分化效应正在给全球经济复苏和金融市场稳定带来多种挑战。

溢出效应方面，第一，货币政策分化导致息差扩大，可能推动美元继续走强，使大部分新兴市场经济体面临“货币贬值和资本流出”的负反馈机制；第二，国际大宗商品价格大幅下跌并持续受到抑制，使大宗商品出口国国际收支不断恶化；第三，部分新兴市场经济体由于贬值引发输入型通胀，国内货币政策陷入两难；第四，经济增长前景看淡也将导致部分新兴经济体财政赤字恶化，债务负担不断加重。另一方面货币政策分化的溢出效应进一步引发的回溢效应也应该得到各国货币当局的足够重视。中国有句古话，叫做“覆巢之下，安有完卵”。当全球化把所有国家与地区的经济都置于同一个大熔炉中的时候，面对系统性风险，任何国家都难以独善其身。新兴市场经济体在一个强美元周期，如果无法稳妥解决去杠杆过程中货币错配、期限错配导致的风险暴露问题，有可能触发某些新兴经济体的金融动荡甚至区域性金融风险爆发，这又会通过跨资产、跨市场的传染，影响发达国家的金融市场。国际油价在强美元周期受到长期抑制，将引发部分发达国家金融机构能源信贷价值重估，这对发达经济体的金融稳定也有不利影响。可见，全球经济前景分化、货币政策分化的影响复杂深远，亟待全球货币政策当局就这些问题深入研究，交换意见，加强协调和合作。中美同为世界经济大国，两国经济总量占世界三分之一，人口占四分之一，新增需求占二分之一，是全球系统重要性国家，其决策不仅会在两国之间，更会对全球市场产生直接影响。在当前复杂形势下，两国加强沟通和合作，显得尤为紧迫和重要。去年9月，习近平主席在与奥巴马总统的会晤中指出“中美两国携手合作，可以产生一加一大于二的力量，中美关系正站在21世纪一个新的历史起点上”。我们两国央行也应该按照两国领导人的共识，切实加强沟通合作。

目前，中国正处于供给侧改革引领下的新常态过程中。经济增速从高速增长转为中高速增长，2015年在世界经济和全球贸易增速放缓、国际金融市场波动加剧的背景下，中国经济保持6.9%的中高速增长，在世界范围内仍属于较高水平。今年1月，31个大城市城镇调

查失业率为 5.05%，显著低于去年 9 月 5.2% 的水平；虽然有一些隐性失业，一些困难行业和地区就业压力比较大，但中国就业市场整体上是稳定的。今年 1 月居民消费价格指数(CPI) 同比上涨 1.8%，环比上涨 0.5%，这里虽然有去年基数低和季节性等客观因素，但至少说明中国 CPI 没有持续下滑，工业生产者出厂价格指数(PPI) 降幅也在缩小。大众创业、万众创新正在中国蓬勃兴起，13 亿人蕴藏的创新创造力正在被逐步激发出来，推动中国经济结构不断优化升级。第三产业、消费需求也逐步成为主体。我们坚信这一结果将有利于经济实现更加可持续、更高质量的增长，也最终有利于全球经济再平衡。

同时，人民币汇率对一篮子货币基本保持稳定，不存在持续贬值的基础。第一，中国贸易收支状况较好。2015 年中国经常账户顺差仍很高，其中，货物贸易顺差接近 6000 亿美元，创历史新高。第二，中国通货膨胀水平较低。2015 年中国居民消费价格指数为 1.4%，相对于美日欧 2% 的通胀目标而言，中国的通货膨胀率处于较低水平，有利于保持人民币币值稳定。第三，中国国际竞争力依然强劲。虽然 2015 年中国对外贸易是负增长，但中国贸易额占全球的份额还在提升。这表明中国在全球产业链上的比较优势仍然处于上升态势，随着中国经济转向更高质量的增长，我们有理由相信这种比较优势将进一步提高。第四，从全球价值链分工角度，人民币贬值政策难有效果。当前全球贸易中 60% 属于中间品贸易，而中国的中间品贸易占全球中间品贸易的 30%，占亚太地区中间品贸易的 60%-70%。中国不仅是全球最大的制造业国家，也是全球最大的“中间商”。表面上看，人民币贬值可以增加制成品出口，但同时也提高了中间品的进口价格，中间品生产商的利润并未增加，人民币贬值刺激出口的作用有限。另外，全球中间品贸易在全球商品贸易比重的上升导致人民币实际有效汇率升值幅度实际上被高估。根据德意志银行的测算，BIS 测算的人民币实际有效汇率至少被高估 10% 左右。如果人民币实际有效汇率远低于 BIS 测算，人民币自然没有大的贬值空间。因此，保持人民币对一篮子货币都难以独善其身。新兴市场经济体在一个强美元周期，如果无法稳妥解决去杠杆过程中货币错配、期限错配导致的风险暴露问题，有可能触发某些新兴经济体的金融动荡甚至区域性金融风险爆发，这又会通过跨资产、跨市场的传染，影响发达国家的金融市场。国际油价在强美元周期受到长期抑制，将引发部分发达国家金融机构能源信贷价值重估，这对发达经济体的金融稳定也有不利影响。

可见，全球经济前景分化、货币政策分化的影响复杂深远，亟待全球货币政策当局就这些问题深入研究，交换意见，加强协调和合作。

中美同为世界经济大国，两国经济总量占世界三分之一，人口占四分之一，新增需求占

二分之一，是全球系统重要性国家，其决策不仅会在两国之间，更会对全球市场产生直接影响。在当前复杂形势下，两国加强沟通和合作，显得尤为紧迫和重要。去年9月，习近平主席在与奥巴马总统的会晤中指出“中美两国携手合作，可以产生一加一大于二的力量，中美关系正站在21世纪一个新的历史起点上”。我们两国央行也应该按照两国领导人的共识，切实加强沟通合作。

目前，中国正处于供给侧改革引领下的新常态过程中。经济增速从高速增长转为中高速增长，2015年在世界经济和全球贸易增速放缓、国际金融市场波动加剧的背景下，中国经济保持6.9%的中高速增长，在世界范围内仍属于较高水平。今年1月，31个大城市城镇调查失业率为5.05%，显著低于去年9月5.2%的水平；虽然有一些隐性失业，一些困难行业和地区就业压力比较大，但中国就业市场整体上是稳定的。今年1月居民消费价格指数(CPI)同比上涨1.8%，环比上涨0.5%，这里虽然有去年基数低和季节性等客观因素，但至少说明中国CPI没有持续下滑，工业生产者出厂价格指数(PPI)降幅也在缩小。大众创业、万众创新正在中国蓬勃兴起，13亿人蕴藏的创新创造力正在被逐步激发出来，推动中国经济结构不断优化升级。第三产业、消费需求也逐步成为主体。我们坚信这一结果将有利于经济实现更加可持续、更高质量的增长，也最终有利于全球经济再平衡。

同时，人民币汇率对一篮子货币基本保持稳定，不存在持续贬值的基础。第一，中国贸易收支状况较好。2015年中国经常账户顺差仍很高，其中，货物贸易顺差接近6000亿美元，创历史新高。第二，中国通货膨胀水平较低。2015年中国居民消费价格指数为1.4%，相对于美日欧2%的通胀目标而言，中国的通货膨胀率处于较低水平，有利于保持人民币币值稳定。第三，中国国际竞争力依然强劲。虽然2015年中国对外贸易是负增长，但中国贸易额占全球的份额还在提升。这表明中国在全球产业链上的比较优势仍然处于上升态势，随着中国经济转向更高质量的增长，我们有理由相信这种比较优势将进一步提高。第四，从全球价值链分工角度，人民币贬值政策难有效果。当前全球贸易中60%属于中间品贸易，而中国的中间品贸易占全球中间品贸易的30%，占亚太地区中间品贸易的60%-70%。中国不仅是全球最大的制造业国家，也是全球最大的“中间商”。表面上看，人民币贬值可以增加制成品出口，但同时也提高了中间品的进口价格，中间品生产商的利润并未增加，人民币贬值刺激出口的作用有限。另外，全球中间品贸易在全球商品贸易比重的上升导致人民币实际有效汇率升值幅度实际上被高估。根据德意志银行的测算，BIS测算的人民币实际有效汇率至少被高估10%左右。如果人民币实际有效汇率远低于BIS测算，人民币自然没有大的贬值空间。

因此，保持人民币对一篮子货币的基本稳定，加大参考一篮子货币的力度，是未来人民币汇率形成机制的主基调。

当前，全球经济又走到一个十分重要的十字路口，全球经济风险有所上升。刚刚结束的G20财长和央行行长会议取得了不少成果，达成广泛共识，将采取更多行动，提振全球增长，加强政策沟通。在加强多边沟通合作的同时，双边沟通也非常重要。我们真诚希望，与美联储系统的同仁坦诚对话，加强合作，共同为世界经济复苏和金融稳定做贡献，实现携手共赢的局面。今天，中美央行首次以高端对话的形式，谋求沟通与合作，凝聚智慧，可以说是恰逢其时、意义深远。我们期待双方通过这个良好平台，加强研究合作，相互借鉴经验，改善和加强货币政策及相关事务的沟通和协调。

近年来中国加快推进利率市场化，货币政策更加注重价格型调控，为促进货币市场利率平稳运行，同时优化流动性管理，保持银行体系流动性合理充裕，我们完善了公开市场操作机制，将公开市场操作频率增加为每个工作日开展。建立公开市场每日操作常态化机制，不仅有利于提高中央银行流动性管理的精细化程度，有利于中央银行和金融机构及时应对金融市场波动对流动性造成的冲击，也有利于稳定市场流动性水平，为培育政策利率体系创造条件。总体上，我们的公开市场操作尚处于不断探索和完善的阶段，美联储从事公开市场操作历史悠久，经验丰富，值得我们研究和借鉴。中美双方可共同推动、建设和完善全方位、多层次、长效化的央行高端对话合作机制。

人民币贬值背景下中国跨境资本流动：渠道、规模、趋势及风险防范

陈卫东¹ 王有鑫²

【摘要】本文尝试建立一个既包括合法渠道，又包括地下渠道在内的测算框架，对人民币贬值背景下的跨境资本流动渠道和规模进行深入分析。合法渠道下，其他投资是金融账户资本外流的主要渠道，企业财务安排导致境外贷款和贸易信贷显著收缩；证券投资是金融账户资本外流的重要渠道；扣除掉估值效应，2015年我国外汇资产实际流出额为3293.3亿美元，约占我国官方和民间持汇资产名义减少额的71.8%。灰色渠道下，进口低报是香港贸易套利资金流入的主渠道；净误差与遗漏项中隐含的跨境资本流动占同期金融账户逆差的27.2%。此外，从中长期看，我国跨境资本流动在规模、币种、动机、主体和结构等方面都将出现一些新变化。我国应进一步加强宏观审慎金融监管，完善跨境资本流动监测体系，做好日常风险防范；同时，未雨绸缪，积极丰富应对潜在金融风险的应急工具箱，制定相关应急预警方案或备用计划，防患于未然。

【关键词】人民币贬值；跨境资本流动；风险防范

一、引言

2014年下半年至2015年底，人民币兑美元贬值幅度为4.5%³。受此影响，中国跨境资本流动出现了一些新情况和新现象。诸多指标显示，中国跨境资本出现一定程度外流，但外流的具体规模和渠道现有文献并没有明确指出，这不利于我国宏观审慎监管职能的实施和对跨境资本流动进行把控。因此，本文尝试建立一个既包括合法渠道，又包括地下渠道在内的测算框架，对当前人民币贬值背景下的跨境资本流动规模和机制进行深入分析，并对人民币加入SDR后我国跨境资本流动未来情景进行展望，提出防范跨境资本大进大出的政策建议。

（一）单独使用国际收支平衡表衡量跨境资本流动不够全面

¹ 陈卫东，中国人民大学国际货币研究所学术委员，中国银行国际金融研究所常务副所长

² 王有鑫，中国银行博士后科研工作站，中国人民大学博士后科研流动站

³ 本文利用人民币兑美元间接标价法数据计算而得

在衡量跨境资本流动规模时,学术界大多以短期跨境资本流动来近似衡量,计算方法主要有直接法、间接法和混合法。直接法最早由Cuddington(1986)提出,用国际收支平衡(BOP)表中的净误差与遗漏项替代隐蔽的短期跨境资本流动净额,加上BOP表中其他短期资本项目来表示国际资本流动。Kant(1996)在此基础上进行了扩展,又加上证券投资差额这一项。国内在这方面的研究也较多。任惠(2001)用发达国家净误差与遗漏项占贸易总量的比例对我国该项数据进行了调整,加上贸易信贷项目减正常贸易信贷额和来料加工贸易统计误差,再加上进出口伪报额来衡量,但是最后一项伪报额难以客观统计。曲凤杰(2006)在此基础上进行缩减,认为跨境资本流动净额等于净误差与遗漏项加上金融项目下其他投资的短期项目。刘仁伍、覃道爱和刘华(2008)认为,短期资本流动等于净误差与遗漏项的调整(估算比例为40%)加上资本和金融项目差额减去直接投资差额。张明(2015)采用与国家外汇管理局类似的方法,用国际通行口径(主要利用国际收支平衡表中的资本和金融项目)和宽口径(除国际收支平衡表数据外,还包括跨境收付和结售汇数据)两种方法分析我国跨境资本流动总体状况,这种方法主要有两大问题,一是没有考虑经常账户中隐藏的跨境资本流动;二是无论是国际通用口径还是宽口径只是对各项指标的简单描述,没有形成系统的测算框架,只能大致说明跨境资本流动方向,无法给出一个具体的流动数值。

间接法最早由世界银行(1985)提出,基本思想是将一国正常的资金来源减去合法、正常的运用,剩余部分即监管外、非预期的资本流动,基本公式是“短期资本流动=外汇储备增量-FDI增量-外贸顺差”。摩根担保信托公司认为银行系统和货币当局所持有的外币资产不会引起恐慌或波动,因此在世界银行计算方法的基础上将这部分资产排除。我国用间接法进行测算的文献基本都源于世界银行计算思路。曲凤杰(2006)用间接法统计短期资本流动时,考虑资本外逃而非流入,所以符号相反,其测算公式为:监管外资本流出=外国直接投资净流入+外债收入-储备增加-经常项目逆差-旅游和边贸收入-其他资本收入。王世华和何帆(2007)用“其他资本流动净额”表示短期国际资本流动,同时考虑到央行储备资产的汇兑损益变化和利息收入增加的因素,将外汇储备增量进行储备价值变化调整,同时减去银行注资和资产置换。国家外汇管理局(2011)发布的《2010年中国跨境资金流动监测报告》,重点讨论了“热钱”的测算方法,认为“隐藏性短期跨境资本流入=经常账户逆差+外汇储备增量-外国直接投资净流入-境外投资收益-境外上市融资”。

混合法即直接法和间接法的混合应用,具体手段是分别用直接法和间接法的不同公式进行测算,得到的结果进行简单地加权平均,最终得到一个中间值。曲凤杰(2006)、陈瑾玫和

徐振玲(2012)在直接法、间接法和克莱因法三种计算的基础上求平均得到最终结果；刘仁伍、覃道爱和刘华(2008)利用五种方法进行计算并进行加权平均。学者普遍认为，直接法会低估跨境资本流动，间接法会高估跨境资本流动，混合法虽然有可能弥补测算误差，但是并没有理论支持，也不能保证结果的准确性。

随着我国金融市场的逐步开放和工具创新，用短期跨境资本流动来近似衡量我国整体跨境资本流动是不科学的，基于这种定义测算的短期跨境资本流动无法真实反映我国跨境资本流动现状。因此，本文借鉴石刚和王琛伟（2014）的方法，在衡量跨境资本流动时，更加注重流动性的冲击，因为流动性的短期突然逆转更具有危害性。

从2014年10月份开始，人民币兑美元呈现贬值趋势，与此同时，跨境资本也大量外流，外汇储备和外汇占款余额由增转降，银行结售汇和银行代客涉外收付款数据由正转负，净误差和遗漏项也连续几个季度为负，占贸易总额的比重也显著高于长期均值，说明不论是合法还是非法渠道下跨境资本都在外流。尤其是今年1月初，离岸市场人民币汇率大幅下挫接近6.7关口，境内外汇差一度攀升至1600点左右，资本外流形势相当严峻。但是目前鲜有文献测算人民币贬值背景下的跨境资本流动情况，与升值周期相比，人民币贬值时投资者的交易动机、渠道和行为都会发生变化。因此，在此关键时刻，准确衡量人民币贬值背景下的跨境资本流动规模和渠道，对于防控资本外流、维持人民币汇率稳定具有特殊的意义，对于设计合理的宏观审慎监管框架和采取有针对性的资本管制措施有突出作用。

有鉴于此，本文以国际收支平衡表数据为主，辅以进出口贸易、外汇占款、银行结售汇、银行代客涉外收付款、新兴市场投资基金研究公司（EPFR）跨境资金流向监测等数据，构建包括合法和地下渠道在内的跨境资本流动测算体系，对2015年我国跨境资本流动的渠道和规模进行深入分析。这种衡量方式主要在以下三方面作出了改进，一是能够反映当前跨境资本流动现状，国际收支平衡表编制时间较长，且为季度数据，无法及时反映当前跨境资本流动情况，采用多种渠道的数据可以有效弥补该缺陷；二是同时考虑了地下渠道和贸易套利渠道下的跨境资本流动情况；三是储备资产变动中既考虑了官方持汇变动金额，也考虑了民间持汇变动金额，同时剥离了估值效应。

二、人民币贬值背景下中国跨境资本流动情况

本文先通过几组指标从整体上衡量人民币贬值以来我国跨境资本流动情况，接下来构建测算框架深入分析跨境资本流动的渠道和规模。

（一）2014年以来确实存在一定程度的资本外流，且外流速度加快

通常认为，所有外流的私人资本，不论是短期还是长期，债券还是股本投资，合法还是非法资本，都可以算作资本外流。人民币国际化背景下，一系列金融改革政策陆续出台，加快了资本账户开放，为跨境资本流动提供了更多渠道，刺激了跨境资本流动。当前，美联储正式进入加息周期，人民币存在贬值预期，我国跨境资本外流压力加大。以下四种指标反映了当前资本外流的整体态势。

一是非储备性质的资本和金融账户“由顺差转为逆差”。2015年前三季度，我国国际收支总差额-658.3亿美元，比去年同期减少2872亿美元⁴。其中，经常账户顺差2089亿美元，增长36.8%；非储备性质的资本和金融账户逆差2747亿美元，2014年同期为顺差687亿美元；官方储备资产减少2276.8亿美元。国际收支平衡表中的储备资产减少不包括外汇汇率变动的影响，而是国内居民购汇和资本外流的结果。

表1 2010-2015年前三季度中国国际收支顺差结构（亿美元）

项 目	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年前三季度
国际收支总差额	5247	4016	1836	4943	2579	-658.3
经常账户差额	2378	1361	2154	1482	2197	2089
占国际收支总差额比重	45%	34%	117%	30%	85%	317.3%
与GDP之比	4.0%	1.9%	2.6%	1.6%	2.1%	2.6%
资本和金融账户差额	2869	2655	-318	3461	382	-2747
占国际收支总差额比重	55%	66%	-17%	70%	15%	-417.3%
与GDP之比	4.8%	3.6%	-0.4%	3.6%	0.4%	-3.5%

资料来源：国家外汇管理局，国家统计局

二是净误差与遗漏项持续为负。通常认为，资本与金融账户统计了合法的跨境资本流动，而净误差与遗漏项除了真正的错误与遗漏项外，反映了官方统计口径之外的地下资本流动（张明，2015）。从2014年二季度以来连续六个季度，净误差与遗漏项均为负，说明地下资本流动出现了较大规模外流的情况。

三是外汇储备和外汇占款余额“由增转降”，且降幅加快。2014年之前，外汇储备和外汇占款余额基本呈上升趋势，然而从2014年下半年开始，受人民币贬值预期和中国经济增速放缓影响，中国外汇储备开始下降，从2014年6月的4万亿美元降至2015年12月的3.3万亿美元（图1）。外汇占款余额和新增外汇占款也在波动中下行，且下降速度加快。2014年下半年外汇占款余额月均下降70.5亿元，2015年进一步扩大至2352.7亿元，外流速度加快。

⁴ 国际收支总差额=经常账户差额+资本和金融账户差额（不含储备资产）。

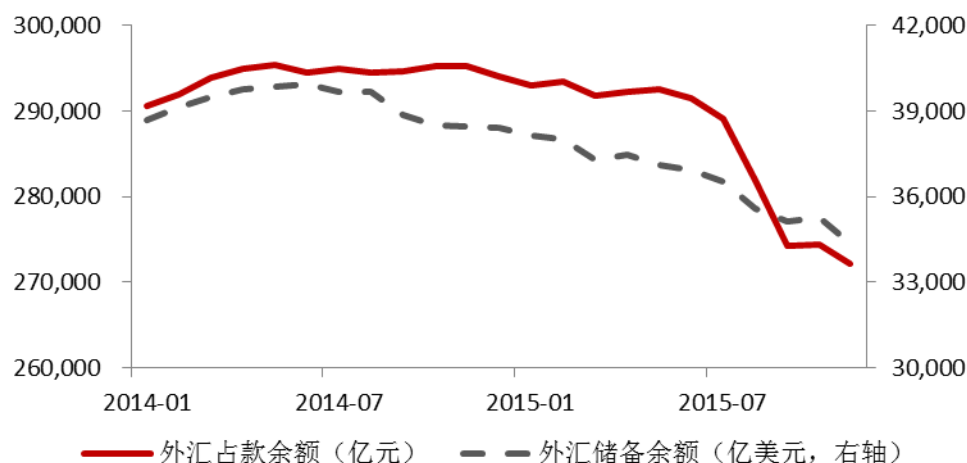


图1 外汇储备和外汇占款余额情况

资料来源：WIND，中国银行国际金融研究所

四是银行结售汇和银行代客涉外收付款差额“由正转负”，居民与非金融企业倾向持有外币资产。与外汇储备和外汇占款余额走势类似，银行结售汇和银行代客涉外收付款差额一路走低，在2014年下半年落入负值空间。对比二者关系，可以反映居民与非金融企业持有外汇的意愿。如图2所示，2014年下半年以来的大多数时期，银行代客涉外收付款差额大于银行代客结售汇差额，意味着居民与非金融企业出售的外汇资产低于同期内他们通过跨境交易获得的外汇资产，说明随着人民币兑美元升值预期转为贬值预期，居民与非金融企业更加倾向于持有外币资产，央行对外汇储备把控能力弱化。如果人民币汇率进一步贬值，居民与非金融企业可能会选择将手中外汇资产向外转移，“藏汇于民”格局并不稳固。

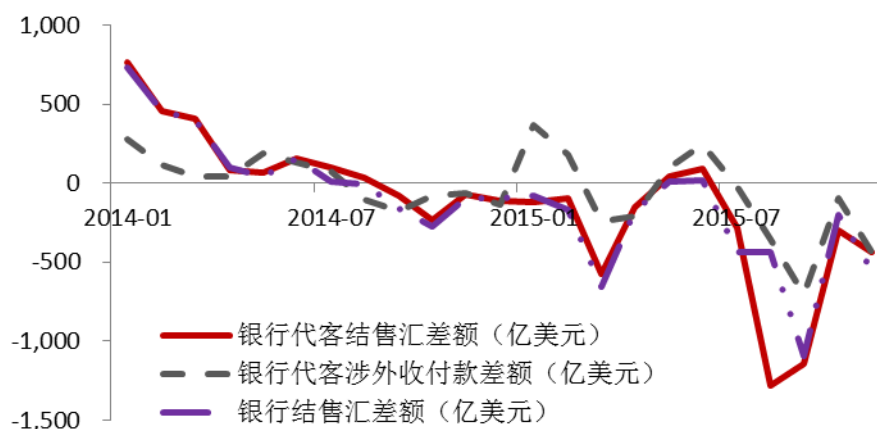


图2 银行结售汇和代客涉外收付款情况

资料来源：WIND，中国银行国际金融研究所

（二）跨境资本流动测算框架：渠道和规模

我们借助国际收支平衡表、进出口贸易和EPFR跨境资金流向监测等数据详细分析跨境

资本外流的渠道和规模。

1. 合法渠道

在国际收支平衡表中，资本账户资金流动规模相对较小（2005-2014年年均余额为36亿美元），远低于金融账户的规模（2005-2014年年均余额为1347亿美元），因此，本文重点分析非储备性质的金融账户和外汇储备的变动状况。同时，考虑到直接投资以长期投资为主，短期不会发生剧烈变动，风险较低，在本文的测算框架中不予考虑，我们主要分析波动性较高、流动性可能会突然发生逆转的跨境资本流动渠道和规模。

第一，证券投资是金融账户下资本流出的重要渠道。证券投资波动性稍大（在过去31个季度中6次为负），规模普遍较低（过去31个季度平均余额为80亿美元）。2015年以来，证券投资贡献了15%的金融账户逆差。EPFR为周度数据，不仅数据更为高频，而且详细记录了当前股权投资和债权投资的流动规模和行业分布。2014年下半年以来，央行六次降息，境内外债券收益率缩窄，股市在暴涨之后经历多轮暴跌，震荡加剧，人民币贬值预期又降低了未来投资收益，导致跨境资金持续从中国资本市场外流。EPFR资金流向数据显示，流入中国股市和债市的资金自2014年下半年以来双双下降（图3）。

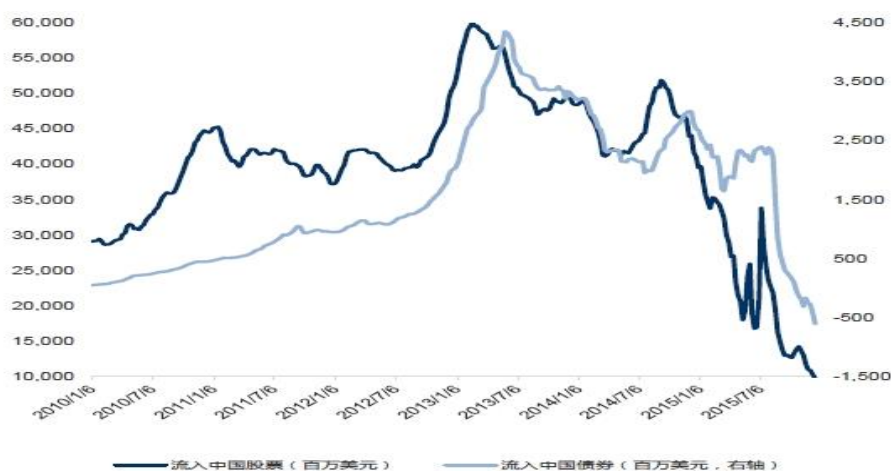


图3 累计流入中国股市和债市的资金量

资料来源：EPFR数据库，图片引自申万宏源证券研究报告

第二，其他投资是金融账户下资本流出的主要渠道，企业财务安排导致境外贷款和贸易信贷显著收缩。其他投资波动性最大（在过去31个季度中18次为负），且规模相对最大（过去31个季度平均余额为233亿美元）。2015年以来，其他投资贡献了120.1%的金融账户逆差。从其他投资项下的各分项资金流动情况（图4）中不难看出，过去几年“货币和存款”以及“贷款”这两项是其他投资资金变化的主要因素。在人民币贬值的最近五个季度，除了这两项，“贸

易信贷”的地位也有所上升，从季度均值看，货币和存款、贸易信贷以及贷款分别占其他投资项下资本净流出规模的17.5%、22.5%和59.4%。

从资产方与负债方可进一步探究人民币贬值对其他投资子项资本流动的影响。资产方为负意味着本国资本流出，负债方为正意味着外国资本流入。2014年下半年以来，最明显的变化是贷款以及贸易信贷的负债方季度均值由正变负，这两项由扩张变为收缩。在人民币贬值背景下，很可能是国内借款企业提前偿还了美元款项，国外企业减少了进口预付款，这是企业正常的财务安排。从货币和存款的资产方来看，国内资本外流速度放缓，货币和存款资产方最近五季度均值-222亿美元，同比下降25.3%。

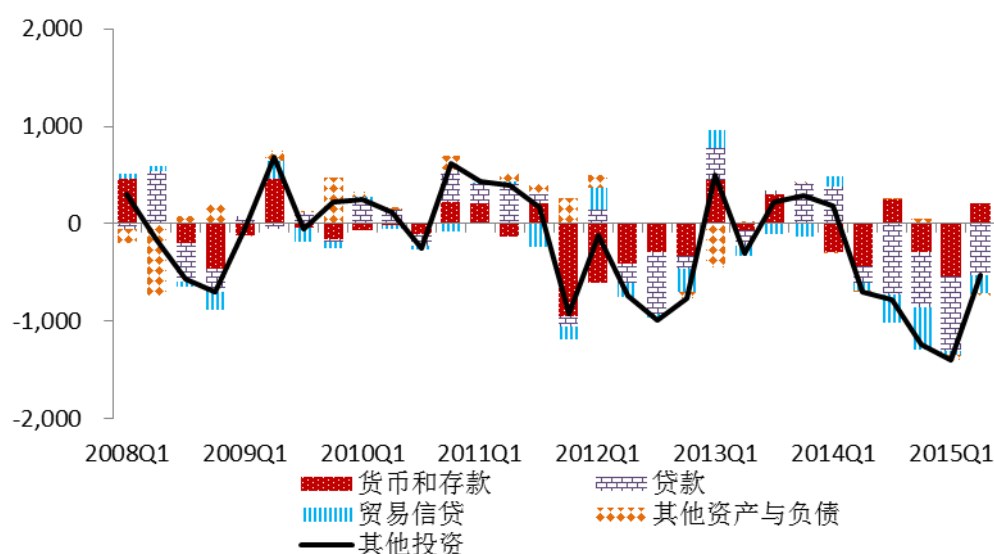


图4 中国其他投资子项情况

资料来源：国家外汇管理局

第三，同时考虑官方储备和民间持汇变动情况，2015年我国外汇资产实际流出额为3293.3亿美元。一国持有的外汇资产主要有两大来源，一是官方持有的外汇储备，二是民间持有的外汇，国际收支平衡表中主要统计了官方持有的外汇储备变动情况，而忽视了民间持汇的变动情况。在强制结售汇时期，外汇储备变动主要由央行主导，但随着外汇管理制度由强制结售汇政策改成意愿结汇，企业和个人可自留外汇收入，民间持有的外汇可以在政策允许下自由出入境。因此，在计算我国外汇储备变动额时还需要考虑民间持汇的变动情况，本文使用金融机构外汇存款变动额来近似衡量，当然在现实生活中可能部分企业和个人还会持有一部分外汇现钞，用于境外旅游、消费等用途，考虑到持有现钞需要承担外汇利息等机会成本，假定这部分金额很小，本文对此不予考虑。

此外，官方外汇储备资产存量变动也包括两个部分，一是由于交易引起的外汇储备变动，

包括因持有外汇资产带来的收益,简称交易变动;二是由于价格、货币汇率等非交易因素引起的价值变动,简称非交易价值变动(即估值效应)。国际收支平衡表中外汇储备资产记录的是交易变动,国际投资头寸表中记录的是外汇储备存量,既包含交易变动,也包含非交易变动。

2015年前两个季度,官方外汇储备存量共下降1491.8亿美元,其中因估值效应减少的金额为825.8亿美元,交易减少的金额为666亿美元,占44.6%。利用上述数据估算官方外汇储备中美元资产和一篮子非美元资产的比重(美元资产占60.8%),结合美元指数走势,可以推算出2015年中国官方外汇储备减少的5126.6亿美元中,价格变动为1296.3亿美元,交易变动为3830.3亿美元,我国官方外汇储备下降相当程度体现的是账面价值下降,而不全是央行抛售外汇所致。同期金融机构外汇存款余额增加537亿美元,民间持汇增加⁵。

因此,按照计算公式:外汇储备实际流出额=官方外汇储备减少金额中的交易变动金额+民间持汇减少金额,2015年我国外汇资产实际流出额为3293.3亿美元(3830.3亿美元-537亿美元),约占我国官方和民间外汇资产名义减少金额(4589.6亿美元)的71.8%。

2. 地下渠道或灰色渠道

本文主要考虑两种地下跨境资本流动渠道:一种是虚假贸易套利资金流动渠道,另一种是隐藏在净误差和遗漏项中的跨境资本流动。

第一,进口低报是贸易套利资金流入的主渠道,人民币贬值使套利资金流入减少。我国对外贸易中存在一定数量的跨境套利交易,假借贸易渠道,通过境内外汇差、利差等谋取暴利。在2013年初一次引发广泛关注的跨境套利贸易潮中,贸易额、资金流和港口货物量之间明显不匹配。2013年1-4月,全国贸易高速增长,出口增速17.4%,其中内地与香港外贸进出口总值同比增长66%,深圳与香港贸易总值增长更是高达130%。与此形成鲜明对比的是,这一地区主要港口外贸货物量却显著低迷,深圳企业的开工情况及融资需求与强劲的对外贸易数据也出现背离。2013年4月下旬,外汇、海关、银行等部门联动,采取了一系列针对跨境套利贸易的监管措施,跨境套利贸易势头得到遏制,贸易额、外汇占款增幅明显下降,基本与港口货物量相匹配(周维颖等,2015)。

跨境套利贸易的主要驱动力是境内外汇差和利差。香港作为国际金融中心和中国对外开

⁵ 实际上,外汇存款数据也存在因汇率变化等非交易因素引起的价值变动(即估值效应),由于没有分币种的外汇存款数据,本文对此没有进一步区分。但预计外汇存款的估值效应很小,对本文结论影响不大,原因有二,一是2015年我国外汇存款余额月均金额为6594.8亿美元,仅是官方外汇储备的五分之一不到,金额较小;二是与官方外汇储备相似,假定外汇存款币种以美元为主,非美元占比较低,估值效应不大。

放窗口，货币兑换自由，存在一套独立的人民币汇率和利率价格体系，这为跨境贸易套利提供了可能，套利资金通过香港与内地的关联贸易流入内地。套利资金净流入（流出）主要采取两种方式，一种是内地关联企业出口高报（低报），另一种是进口低报（高报），二者相加即是净流入（负值是净流出）。本文改进张明（2015）方法，通过测算借道香港的虚假贸易套利资金来近似衡量我国虚假贸易套利资金，计算公式如下：

香港虚假贸易套利资金净流入=内地关联企业出口高报+内地关联企业进口低报=（内地对香港的出口-香港从内地的进口）+（香港对内地的出口-内地从香港的进口）

（1）

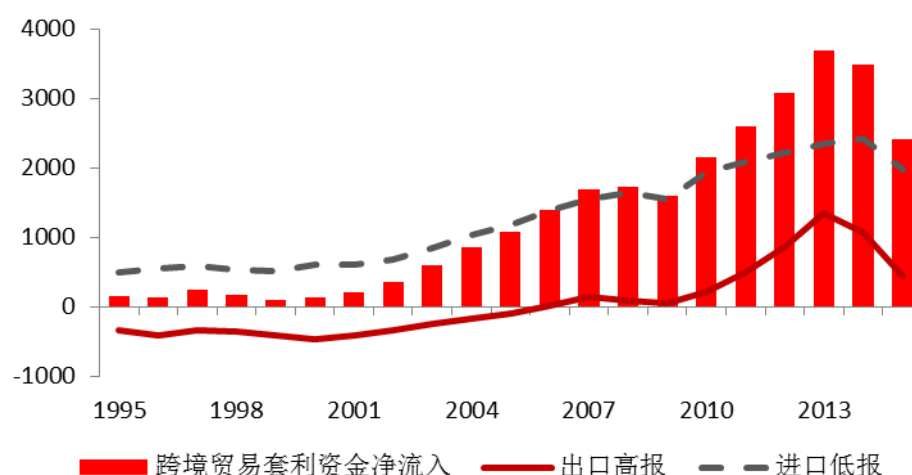


图5 内地与香港之间的跨境贸易套利资金流动情况（亿美元）

注：2015年数据截至到10月份

资料来源：WIND，中国银行国际金融研究所

其中，内地对香港的出口和内地从香港的进口数据来自中国海关总署，香港从内地的进口和香港对内地的出口数据来自中国香港政府统计处。经过测算，自1995年1月至2015年10月，通过内地关联企业进口低报流入的套利资金累计达到26698.6亿美元，占套利资金净流入的96%以上，进口低报成为套利资金流入的主渠道。在2005年汇改之前，内地关联企业通过出口低报导致套利资金流出3610.8亿美元，而汇改之后由于人民币兑美元汇率持续升值，出口由低报转为高报，出口套利资金也由流出转为流入。自2014年下半年人民币贬值以来，通过出口高报和进口低报流入的套利资金都明显减少（图5）。2015年前10个月，通过出口高报流入的套利资金累计达到439.6亿美元，同比减少43.3%，虚假贸易资金净流入2418.5亿美元，同比减少13.4%。

第二，净误差与遗漏项中隐含的跨境资本流动占同期金融账户逆差的27.2%。对于净误

差与遗漏项中多少是正常的统计误差，国际上并没有统一的标准。一般来说，净误差与遗漏项占贸易总量的比例应不高于5%。我国的统计情况较好，2005年汇改以来，净误差与遗漏项绝对值占贸易总量的季度平均比例不超过3%，我们以此数值为界，超过此比例的为短期跨境资本流动，流动方向取决于净误差与遗漏项符号，净误差与遗漏项金额为正，意味着资本流入，为负意味着资本流出，具体计算公式如下：

隐藏在净误差与遗漏项中的跨境资本流动规模=净误差与遗漏项绝对值-当季贸易总量*3%

(2)

其中，净误差与遗漏项金额来自国际收支平衡表，当季贸易总量数据来自中国海关总署。2014年下半年以来，净误差与遗漏项绝对值占贸易总量的比例连续五个季度高于3%，其中4个季度高于5%，说明人民币贬值以来隐藏在净误差与遗漏项中的跨境资本流动增加。经过测算，2015年前三个季度净误差与遗漏项中跨境资本流出规模合计达到748亿美元，占同期金融账户逆差的27.2%，影响不容小觑。

(三) 2015年我国跨境资本净流出规模近6400亿美元

综合起来，利用本文计算得到的2015年各渠道下资本流动的月度均值对没有数据的月份进行补齐，可以近似衡量我国跨境资本整体流动情况（见表2）。通过计算，2015年我国波动性较大的跨境资本净流出规模为6368.7亿美元【=4980.3亿美元（扣除直接投资和储备资产的资本和金融账户资本流出）+3293.3亿美元（扣除了价格因素的官方和民间外汇资产减少值）+997.3亿美元（隐藏在净误差与遗漏项中的资本流出）-2902.2亿美元（香港贸易套利资金流入）】，本文计算结果跟国际金融协会（IIF）最新预测数据相近。2016年1月20日，IIF发布最新估计，预测2015年中国资本外流规模为6760亿美元，比2015年12月预测数据高1700多亿美元。根据我们的测算框架，这主要是因为最后一个月中国官方和民间持有的外汇资产下降导致（官方外汇储备名义值减少1079.2亿美元，估值效应增加209.2亿美元，外汇存款降低33亿美元，合计1321.4亿美元），这也间接印证了本文结论。考虑到除香港外，贸易套利资金可能还会通过其他地区流入，该数值可能被低估；但香港的进口贸易和中国内地的出口贸易统计方法不同，中国内地对香港的转口贸易香港政府并未统计到进口贸易中去，因此出口高报套利资金可能被高估，我们假定二者基本相抵。

表2 2015年中国各项跨境资本流动情况（亿美元）

项 目	本文计算结果及时点	月度均值	全年预测数据
扣除直接投资的非储备性质的资本和金融账户 资本流出金额	3735.2 (2015年前三季度)	415.0	4980.3
扣除价格因素的官方和民间外汇资产减少值	3293.3 (2015年全年)	274.4	3293.3
隐藏在净误差与遗漏项中的资本流出	748 (2015年前三季度)	83.1	997.3
香港贸易套利资金流入	2418.5 (2015年前10个月)	241.9	2902.2

资料来源：国家外汇管理局，WIND，作者整理计算

（四）中国跨境资本外流反映了新的环境下市场主体的行为变化

资本外流是市场主体对价格变化及预期变化调整结果。从内部因素来说，中国经济降速调档、进入新常态，市场需求萎缩，人口红利弱化，劳动力成本上升，致使外商直接投资企业收益下降，外资流入有所放缓。国家积极推进“一带一路”战略，支持优势富余产能走出去，企业对外直接投资快速发展。在人民币持续贬值背景下，贸易套利资本收益下降，流入幅度放缓。为缓解“融资难融资贵”问题，央行2015年五次降息，一年期存款基准利率从2.75%降至1.5%，基准利率与美国10年期无风险国债收益率倒挂，债权资本流出。国内股市震荡加剧，风险溢价显著上升，大幅走高空间不大，股权资本持续外流。央行为稳定汇率，抛售持有的外汇资产，导致外汇储备下降。

从外部因素来说，一方面，美元相对人民币升值，美国境内资产收益率上升，吸引了逐利资本回流；另一方面，美联储进入加息周期，境内外息差缩窄，吸引资金回流追逐安全资产。此外，美国经济复苏较快，积极实施“再工业化”政策，国内投资机会增多，也吸引了产业资本回流。

因此，短期跨境资本撤离我国，是市场主体的主动行为。资本账户扩大开放以后，市场主体对全球金融市场价格变动更加敏感，市场变化引起资本跨境流动、在全球重新配置资产。但需要注意的是，在汇率大幅波动的特殊时期，这部分通过合法途径外流的资本可能成为不稳定因素，居民和企业的恐慌心理可能叠加成“羊群效应”，刺激资本加速外流。此外，还有一部分资本通过地下渠道外流，如虚假贸易、企业内部转移、地下钱庄等，这加剧了监管部门对跨境资本流动规模的统计难度，不利于监管部门正确评估和了解当前局势，及时采取适当的措施。此外，还要正确认识“藏汇于民”策略，在正常时期，该策略是可取的，但在特殊时期，官方外汇储备规模下降将降低央行调控能力，央行可直接动用的资源减少。

三、人民币加入 SDR 后我国跨境资本流动展望

人民币加入SDR后,人民币国际化迈入新的发展阶段,客观上要求资本账户进一步开放。随着资本跨境流动创新渠道和产品的逐渐增加,跨境资本流入规模可能增大。2016年人民币贬值预期压力仍然较大,跨境资金很有可能继续净流出,原因有以下四点:一是人民币贬值背景下,贸易套利资金流入幅度放缓;二是股市和债市的资金加速流出;三是其他投资项中企业财务安排将导致境外贷款和贸易信贷进一步收缩;四是外汇储备可能继续下降。

从中长期看,跨境资本流动在规模、币种、动机、主体和结构等方面都将出现一些新变化。

第一,跨境资本流动规模将显著增加。美国、英国、加拿大、阿根廷等国在二十世纪70年代放开资本账户之后,跨境资本流动规模都较大幅度增长。假定中国资本项目在2025年完全开放(与人民银行2012年设置的时间表基本相符),届时开放程度将达到发达国家的平均水平。根据英格兰银行模拟预测,到2025年中国外部投资总头寸占全球GDP的比重将从目前的5%左右增长到30%以上(王家强等,2014),这其中也意味着资金出入的数量。

第二,人民币在跨境资本流动中的占比将上升,至2020年可能达到40%左右。人民币加入SDR后,人民币在跨境资本流动中的地位和角色将上升,人民币将成为热钱重要表现形式。未来随着我国对外直接投资及企业走出去步伐加快,RQFII、沪港通、中港基金互换和人民币跨境贷款等创新业务额度逐步放开,点心债发行规模逐步扩大,股票、基金、债券、金融衍生品、信贷等领域的人民币跨境流动均将呈现上升趋势。2010年底,人民币在中国内地涉外收付中的占比仅有3.6%。截至2015年10月,该比重已经达到24%,仅次于美元占比(66%)。照此速度发展,预计在未来五年内这一份额将达到40%左右。

第三,以投机为目的的短期跨境资本流动将增加。随着资本账户逐步放开、人民币海外资金池不断扩大和跨境资本流动便利度的提高,境内外长期存在的人民币利差、汇差和AH股溢价将刺激短期套利资本跨境流动。2015年二季度,中国资产端的证券投资和衍生品投资为172.1亿美元,在非储备金融账户内的占比为16.7%,负债端占比23.1%。对照而言,2013年美国金融账户资产端和负债端下,证券投资和衍生品投资占比分别为50.6%和62.7%。如果2025年中国资本账户开放程度能够达到美国目前的水平,无论是资产端还是负债端,证券投资和衍生品投资在金融账户内的占比都将超过50%。

第四,个人跨境资本流动将增加,需要警惕高净值人群财富向海外转移的风险。2014年央行已经授权苏州工业园、天津生态城两个试点区域与新加坡银行机构开展个人跨境人民

币直接投资业务试点，合格个人被允许以人民币进行海外直接投资，个人资本项下跨境资本流动渠道打开。未来，随着合格境内个人投资者（QDII2）业务启动，有合法纳税和社保记录的境内个人，可以用合法收入在全球配置资产。莱坊房地产经纪公司和中银国际控股有限公司联合发布的《财富报告》显示，2014年中国财富净值超过三千万美元的超级富裕人数为8366人，未来十年预计将超过1.5万人。如果高净值人群将财富向海外转移，将对我国外汇储备和国内流动性带来冲击。

四、结论与启示

（一）基本结论

研究发现，当前无论是合法渠道还是地下渠道，都出现了较大规模资本外流。合法渠道下，其他投资是金融账户资本外流的主要渠道，企业财务安排导致境外贷款和贸易信贷显著收缩；证券投资是金融账户资本外流的重要渠道；扣除掉估值效应，2015年我国外汇资产实际流出额为3293.3亿美元，约占我国官方和民间持汇资产名义减少额的71.8%。灰色渠道下，进口低报是香港贸易套利资金流入的主渠道；净误差与遗漏项中隐含的跨境资本流动占同期金融账户逆差的27.2%。综合考虑合法渠道和地下渠道资本流动规模，2015年我国波动性较大的跨境资本净流出规模近6400亿美元，2016年跨境资本净流出规模可能加大。人民币加入SDR后，客观上要求资本账户进一步开放，中长期来看，跨境资本流动在规模、币种、动机、主体和结构等方面都将出现一些新变化。

（二）系统性应对跨境资本流动的政策建议

跨境资本流动发生新变化，可能引发投机性资本大进大出或急进急出，加剧国内经济波动，威胁国家金融安全。我国应进一步加强宏观审慎金融监管，完善跨境资本流动监测体系，做好日常风险防范；同时，未雨绸缪，积极丰富应对潜在金融风险的应急工具箱，制定相关应急预案或备用计划，防患于未然。

第一，在制度安排上进一步加强和改进金融监管。在现有分业监管模式下，充分发挥人民银行牵头的金融监管协调部际联席会议的作用，加强对货币市场、资本市场、外汇市场和保险市场跨境资本流动和跨境交易的统一监控，制定有效措施加强对跨市场、跨机构和跨产品资本流动的监管。针对跨境资本流动，进一步增强金融监管部门与其他涉外经济管理部门之间的政策协调和信息共享，填补监管空白，减少监管重叠，进一步提升监管合力。

第二，完善跨境资本流动监测和预警体系，提高监测分析效率。建立涉及多部门、多币

种的立体化跨境资本监测系统，将人民币跨境支付系统（CIPS）、中国现代化支付系统

（CNAPS）和央行反洗钱信息系统有效对接，实现信息共享，提高预警水平和监测效率（陈卫东和王有鑫，2015）。在数据收集方面，实现对跨境资本流动逐笔24小时实时监测。在监测分析方面，监控跨境资本的来源和流向，对各类性质、各类币种和各类主体的跨境资本活动进行监测分析。在管理方面，要有效识别异常交易，做好风险防范和事前预警。

目前，各自贸区在此方面已经做出一些有益探索，可尝试进一步完善，将成功经验在全国复制和推广。根据自贸区资金交易特点，央行上海总部成立跨境资本流动的实时监测室，建立了自贸区“反洗钱、反恐怖融资、反逃税”资本监测系统和可疑交易报告机制，重点监测涉及洗钱的高风险行业、高风险产品和异常跨境交易等可疑行为。立体化的跨境资本监测系统，在一定程度上提升了自贸区对跨境资本流动的监管。未来，可将此系统与境内货币市场、资本市场、大宗商品等市场实现有效对接，监测跨境资本的流向和用途，提高监测效率。

第三，设计好市场化的资本管制工具，防控短期跨境资本的异常流动。资本项目开放后，常规资本流动管理工具很难有效控制短期跨境资本异常流动，此时可采取一些市场化的资本管制工具，主要包括数量型和价格型措施。

数量型措施主要包括：对外汇衍生品杠杆率上限的规定；对外国投资者汇入或汇出投资本金和收益的规模限制；QFII、RQFII、QDII等的额度限制。价格型措施以托宾税最为典型。例如，对现货外汇交易课征全球统一的交易税，减少纯粹的投机性交易；对持有证券的境外投资者征收退出税，随着证券持有期限的延长下调资本利得税，以此减少短期套利资金的流出和流入。1998年9月，马来西亚政府为减少短期资本流动，要求流入资本必须在马来西亚境内存放一年才能流出，而资本流出要依据其在境内停留时间长短征收不同比例税金，停留时间越短，税率越高，最高可达30%。此措施实施后，马来西亚私人短期资本大规模流出情况得以遏制，经济增长速度逐渐企稳回升。

第四，做好应急预案，防范极端动荡情况下的资本外流风险。当前国际国内形势波诡云谲，如果发生经济衰退、地缘政治冲突和国际关系恶化等黑天鹅事件，将会导致我国跨境资本恐慌性外流。我国应该未雨绸缪，丰富应对潜在金融风险的应急工具箱，在政治、经济、军事和外交等领域，制定相关应急预警机制或备用计划，做到防患于未然。2014年俄罗斯因为卢布大幅贬值、地缘政治冲突和大宗商品价格下跌，资本大量外流，外汇储备急剧下滑。为了稳定国内经济形势，重塑经济预期，俄罗斯政府采取了一系列举措，包括连续加息、公开市场操作、非冲销干预汇市等市场手段，以及对外汇市场投机者进行口头威胁、对回流俄

罗斯资金进行税收减免等行政手段。此外，冰岛在2008年金融危机期间、希腊在2015年债务危机期间，也都采取了相应的资本管制措施，取得了一定成效。

参考文献

- [1] Cuddington J T, Capital Flight: Estimates, Issues, and Explanations, Princeton Studies in International Finance No. 58. 1986
- [2] Kant C, Foreign Direct Investment and Capital Flight, Princeton Studies in International Economics, 1996, volume 2003(1):202-205
- [3] The World Bank, World Development Report , Washington D. C, 1985
- [4] 陈瑾玫,徐振玲.我国国际短期资本流动规模及其对宏观经济的影响研究[J].经济学家, 2012(10): 31-39.
- [5] 陈卫东, 王有鑫. 人民币资金跨境流动新特点及其影响因素研究[J].国际金融研究, 2015增刊: 46-53.
- [6] 国家外汇管理局国际收支分析小组. 2010年中国跨境资金流动监测报告[M].中国金融出版社, 2011.
- [7] 刘仁伍,覃道爱,刘华.国际短期资本流动监管理论与实证[M].社会科学文献出版社, 2008.6.
- [8] 曲凤杰.中国短期资本流动状况及统计实证分析[J].经济研究参考, 2006 (40): 14-21.
- [9] 任惠.中国资本外逃的规模测算和对策分析[J].经济研究, 2001 (11): 69-75.
- [10] 石刚, 王琛伟.中国短期国际资本流动的测算--基于BOP表[J].宏观经济研究, 2014(3):43-56.
- [11] 王家强, 韩丽颖, 吴新瑞等.中国资本账户开放的全球影响[J].国际金融, 2014(3):36-43.
- [12] 王世华,何帆.中国的短期国际资本流动: 现状、流动途径和影响因素[J].世界经济, 2007(7):12-19.
- [13] 张明.中国面临的短期资本外流: 现状、原因、风险与对策[J].金融评论, 2015(3): 17-30.
- [14] 周维颖, 田仲他, 王桂梅.贸易项下国际短期资本流动及跨境套利贸易风险治理研究[J].上海金融学院学报, 2015(2):5-17.

China's Cross-border Capital Flows Under the Background of RMB Depreciation : Channels, Scale, Trend and Risk Prevention

Abstract: This paper tries to establish a measurement framework including both legal channels and underground channels, to analyze China's cross-border capital flow channels and scale under the background of RMB Depreciation. In legal channels, the other investment is the main channel of financial account capital outflows, enterprise financial arrangement lead to a significant contraction of foreign loans and trade credits. The securities investment is a important channel of financial account capital outflows. Excluding valuation effect, in 2015, Chinese foreign currency assets actual outflow of \$329.33 billion, accounting for about 71.8% of the reducing amount of government and non-government foreign currency assets. In underground channels, lower import quote is the main channel of Hong Kong trade arbitrage funds inflows. Cross-border capital flows implied in net errors and omissions item accounted for 27.2% of the financial account deficit at the same period. In addition, from the long run, China's cross-border capital flows will show some new changes in scale, currency, motivation, subject and structure. China should further strengthen macroeconomic prudent financial regulation, improve the surveillance system of cross-border capital flows, complete the daily risk prevention. At the same time, save for a rainy day, and actively enrich potential financial risk emergency kit, formulate relevant emergency warning plan or back-up plan, nip in the bud.

Keywords: RMB Depreciation; Cross-border Capital Flow; Risk Prevention

论汇率贬值对人民币国际化的影响 ——基于主要国际货币比较的分析

周宇¹

【摘要】本文将重点讨论两个问题：其一，在人民币面临贬值压力的背景下，人民银行是否会为了推进人民币国际化而拒绝人民币贬值？我们的答案是否定的，因为汇率政策通常只服务于出口而不会服务于货币国际化。其二，汇率贬值会如何影响人民币国际化？本文认为汇率贬值总体上会对人民币国际化产生不利影响，但是也会给一部分业务带来发展机遇。最后，作为人民币国际化的对策，本文建议我国应该利用国际收支的资产方业务，构建新的人民币输出渠道。

【关键词】人民币贬值；汇率；人民币国际化

进入2015年，随着人民币对美元汇率进入贬值阶段，汇率贬值对人民币国际化的影响开始受到国内外媒体及学术界的普遍关注，有迹象表明人民币国际化的进程，尤其是离岸人民币业务的发展已经受到一定的影响，本文将着眼于以上变化，探讨汇率贬值对人民币国际化的影响。

一、汇率、汇率政策与出口和本币国际化之间的关系

当前，我国汇率正处于重要的转折点上，进入2015年后，已经延续了十年左右的人民币升值趋势开始出现逆转，人民币开始面临贬值压力。一般而言，人民币贬值有助于改善我国的出口竞争力，但是不利于人民币国际化，面对这一两难选择，作为汇率政策的实施部门，人民银行必须在出口与人民币国际化之间做出选择，如果出口是汇率政策的主要目标，那么人民银行就有必要容忍适度的人民币贬值，反之，如果人民币国际化是汇率政策的主要目标，那么人民银行就有必要维持强势人民币政策。既然存在以上两种选择，那么我们就有必要回答以下问题，即为了推进人民币国际化政策，人民银行是否会拒绝人民币贬值？

这一问题的答案涉及到货币当局如何处理汇率、汇率政策与出口和本币国际化关系的问

¹ 周宇，上海社会科学院世界经济研究所

题。因此，我们有必要对这四个变量的关系展开分析。在这四个变量中，首先，我们需要界定汇率与汇率政策的差异。汇率是指货币交换的比率，而汇率政策是指一国货币当局为了影响汇率变化而实施的政策。在研究汇率与货币国际化关系的问题上，区别汇率与汇率政策的差异，有着非常重要的现实意义。

一般而言，汇率、汇率政策都与出口有着密切的联系，汇率的变化会影响出口，而政府的汇率政策通常也把促进出口作为其主要目标。但是，与以上情况不同，就汇率、汇率政策与货币国际化的关系而言，汇率与货币国际化之间存在密切的关系，汇率的变化会影响货币国际化的前景，但是汇率政策与货币国际化之间并不存在直接的关系。至今为止没有货币当局曾经把本币国际化设定为汇率政策的目标，当一国货币当局利用汇率政策调整出口时，本币国际化通常会被动接受汇率政策的影响。在这一意义上，汇率政策对出口的影响是直接的和主动的，而对本币国际化的影响是间接和被动的。

货币当局为什么不把本币国际化设定为汇率政策的目标呢？这是因为：第一，出口对一国经济的好处具有确定性，而本币国际化的好处具有不确定性。至今为止，国际学术界并没有就货币国际化的收益达成广泛的共识。本币国际化的好处主要包括可以获得铸币税和避免汇率变动风险，但是一些学者认为铸币税可以提供的收益微乎其微，而汇率变动的风险同样可以借助金融衍生产品进行回避²。第二，本币国际化通常会削弱货币当局实施货币政策的能力并助长本币汇率高估，鉴于这一风险，货币当局通常不会做出对自己不利的选择，即不会动用汇率政策促进本币国际化³。第三，汇率对出口和本币国际化具有反向的影响，即本币贬值有利于出口，但是不利于本币国际化，由于货币当局把促进出口作为汇率政策的主要目标，因此不可能同时把本币国际化纳入汇率政策的目标，不会为了本币国际化而人为实施本币升值政策。在一些特定的环境下，基于某些特殊理由，一些国家的货币当局不得不采取容忍本币升值的汇率政策⁴。在这种情况下，这些政策有可能会促进本币国际化进程，但这只是汇率政策的被动结果，而不是汇率政策主动追求的目标⁵。

² 如前美联储主席 Bernanke (2015) 认为货币国际化可以带来的好处非常有限。

³ 原彼得森国际经济研究所所长 Bergsten, Fred (2009) 认为本币国际化会助长本币汇率高估，从而造成本国制造业的衰败。

⁴ 在面临外部政治压力和内部通货膨胀风险或者在采用自由浮动汇率制度的情况下，货币当局将不得不容忍本币升值。

⁵ 在人民币国际化的初期阶段，人民币升值推动了进口贸易人民币结算的快速发展，而后者又反过来助长了人民币升值。这方面的观点请参考余永定（2011）、周宇（2012）。

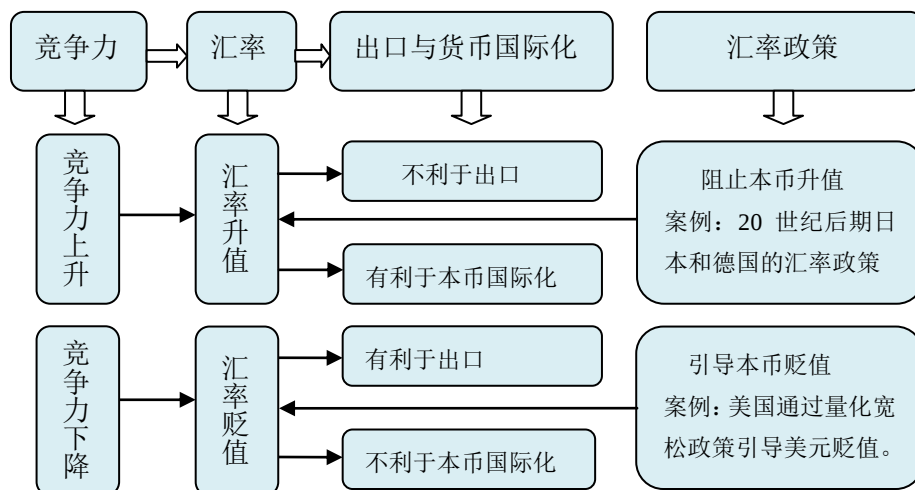


图 1 汇率、汇率政策和出口与本国国际化的关系

在以上分析中，我们假设了汇率贬值有利于出口，但是不利于货币国际化。与我们的假设不同，有些学者认为，对于货币国际化而言，汇率稳定是最佳的选择⁶。这一结论在理论上不无道理，但是观察国际货币地位的历史变迁，我们不难发现一种货币在升值期间其国际化的程度会明显上升，在贬值期间其国际化程度会明显下降，在而汇率相对稳定时期其国际化程度会处于相对稳定状态⁷。

以上，我们分析了汇率、汇率政策与出口和货币国际化的关系。在此，我们进一步探讨以上结论是否符合主要国际货币的现实情况。我们把国际货币分为以下两个种类，第一，本国处于升值趋势中的国际货币，20 世纪后期的德国马克和日元属于这种情况；第二，本国处于贬值趋势中的国际货币，次贷危机后的美元对应于这种情况。图 1 概括了这两种案例的主要逻辑关系。其共同特点是：在两种情况下，货币当局都把出口设定为汇率政策的主要目标，为此都采取了不利于本国国际化的政策，即阻止本国升值或引导本国贬值。

就第一个案例来看，第二次世界大战结束后，作为国际货币迅速崛起的货币非德国马克和日元莫属。这两个货币的国际化都发生在本国升值的背景下，本国国际化的顶峰时期，也是本国升值较快的时期。日元国际地位的下降，发生在 20 世纪 90 年代中期以后，这也正好是日元从升值周期进入贬值周期的转折点，从日元国际化与日元汇率的联动关系来看，日元升值对提升日元国际化程度起到了至关重要的作用。但是，值得强调的是，日元升值并不是日本货币当局所期待的结果。恰恰相反，在本国快速升值期间，日本政府采取了设法阻止日元升值的政策，而且为了阻止本国升值，甚至采取了限制本国国际化的政策，如限制非居民

⁶ 著名经济学家 Mundell (2003) 和 Hayek (1978) 都曾强调过币值稳定有助于一种货币成为国际货币。

⁷ 我们将在本文的第二部分内容中专门讨论这一问题。

购买日元金融资产。由此可见，日元升值推进了其国际化进程，但是日元国际化从来都不是日本汇率政策所最求的目标，换句话说，日本政府从来没有为了日元国际化而采取鼓励日元升值的汇率政策。

就第二个案例来说，美国从 2008 年开始推出的量化宽松政策具有诱导美元贬值的意图。在美国推出这一政策之际，学术界普遍认为这一政策会削弱美元作为主导性国际货币的地位，但是美联储并不在乎美元国际地位的下降。2007 年和 2008 年美国经常收支逆差高达 7187 亿美元和 6908 亿美元，经常收支逆差对 GDP 之比高达 5% 和 4.7%。基于这一现状，在汇率政策方面，美联储的意图非常明确，即试图通过量化宽松政策，引导美元贬值，从而实现增加出口的政策目标。在以上政策的影响下，从 2008 年到 2013 年，美元有效汇率贬值了近 10 个百分点，美元占全球外汇储备的比重从 64% 下降至 61%。美国的这一案例表明美联储也不会把维持美元国际地位作为其汇率政策的目标。

最后，我们把视线聚焦于人民币汇率与人民币国际化关系问题上。这一关系可以分为以下两个阶段进行考察：

首先，第一个阶段是人民币升值阶段，其情况对应于上述第一个案例。该阶段从 2009 年跨境贸易人民币结算政策推出到 2014 年为止。这一时期人民币与日元升值时期的情况非常相似。2009 年以后，在汇率升值背景下，人民币国际化获得了快速的发展，但是人民币国际化本身并不是我国汇率政策的目标。迫于各种压力，人民银行不得不容忍渐进式人民币升值，但是仍采取了尽可能降低升值幅度的政策。人民银行采取这一汇率政策的目的是为了促进人民币国际化，因为控制升值速度与人民币国际化之间没有任何逻辑上的联系，人民银行的目的是为了尽可能延长我国出口拉动型高速经济增长的可持续时间。以上结论并不意味着人民银行不关注人民币国际化，实际上 2009 年以后人民银行出台了许多支持人民币国际化的政策，这些政策包括推出跨境贸易人民币结算政策和有选择地开放一部分资本项下的跨境人民币投资，但是，人民银行从来没有动用汇率政策影响人民币国际化的进程。

其次，第二个阶段是人民币贬值阶段，该阶段开始于 2015 年。与上述第二个案例中的情况类似，2015 年以后人民币汇率开始面临贬值压力。在经济增速下降，市场预期恶化的情况下，人民币开始进入贬值通道。人民币贬值有利于出口，但是不利于人民币国际化。与美联储的选择相同，人民银行为了稳定出口增长，选择了在一定程度上容忍人民币对美元汇率贬值的政策，但是二者实施这一汇率政策的手段有所不同，美联储采用了量化宽松政策，而人民银行采用的手法是进行汇率形成机制的市场化改革。在人民币面临贬值压力的情况

下,这一改革通常会引起人民币贬值。2015年8月11日人民银行决定完善人民币对美元汇率中间价报价机制,将其与市场汇率靠拢,由此引发了人民币汇率的大幅度贬值。如前所述,美元贬值引起了美元国际地位的下降,人民币贬值也产生了类似的影响,进入2015年后一直维持快速发展的香港离岸人民币存款业务和离岸人民币点心债券业务都出现了下降趋势⁸。

到此为止,我们分析了汇率、汇率政策与出口和货币国际化之间的关系。进行该分析的目的在于回答以下问题:即进入2015年后,人民币对美元汇率开始面临贬值压力,人民币贬值有助于改善我国的出口竞争力,但是不利于人民币国际化,面对这一两难的选择,人民银行会做出怎么的选择?我们可以得出的答案是:从发达国家的经验以及我国汇率政策的实践来看,汇率政策只服务于出口,而不会服务于本币国际化。因此在美元升值的背景下,为了保持我国出口的稳定增长,人民银行会采取容忍人民币适度贬值的政策,这一政策短期内会对人民币国际化产生不利影响⁹。

二、汇率变动对英镑、美元及日元国际地位的影响

为了探讨人民币贬值对人民币国际化的影响,我们有必要首先从历史的视角考察汇率变动对货币国际化的影响。基于这一判断,在此我们主要考察汇率变动对英镑、美元和日元国际地位的影响。

至今为止学术界达成的一个重要共识是,汇率变动与货币国际化之间存在非常密切的关系。从逻辑关系上讲,一种货币的升值会给持有该货币的非居民带来升值收益,因此有助于推动非居民增持该货币和以该货币计价的资产,从而有助于提高该货币的国际化程度,反之,一种货币的贬值会引起相反的变化,即贬值会给持有该货币的非居民带来贬值损失,因此会引发非居民减持该货币和以该货币计价的资产,因而不利于该货币成为国际货币。

在衡量货币国际地位的指标中,最为核心的指标是一种货币占全球外汇储备的比重¹⁰。图2、图3和图4反映了有效汇率变动对英镑、美元和日元占全球外汇储备比重的影响¹¹。这些数据揭示一个共同规律,即汇率升值有助于提升一国货币的国际地位,反之,汇率贬值

⁸ 本文在第三部分分析这一影响。

⁹ 从历史经验来看,在市场存在本币贬值压力,而且国内通货膨胀率较低的情况下,货币当局通常都会容忍本币贬值。

¹⁰ Chinn, Menzie D, Jeffrey A. Frankel (2008) 和 Eichengreen, Barry and Marc Flandreau (2008) 都以该指标检验货币国际化的程度。

¹¹ 有效汇率是对一篮子货币的综合汇率,因此在衡量汇率变化方面,比单一货币汇率更具有代表性。

会降低其国际地位。

首先，从英镑的情况来看，英镑是 19 世纪和 20 世纪前叶的全球主导性国际货币。英国的 GDP 总规模被美国赶超是在 19 世纪 70 年代，而英镑被美元赶超发生在 20 世纪 40 年代以后。美英之间的货币赶超比经济赶超滞后了 70 年左右的时间。一个值得强调的事实是，美元占全球外汇储备的比重在 20 世纪 20 年代后期曾一度超过英镑，但是此后受美元汇率贬值的影响，英镑的比重又重新反超美元¹²。

第二次世界大战结束后，英镑成为发达国家最为弱势的货币之一。图 2 的数据显示从 1965 年到 1995 年，英镑有效汇率指数从高点的 244 下降到低点的 102，贬值幅度高达 60%，与英镑汇率的趋势性贬值相对应，英镑占全球外汇储备的比重也呈现出大幅度下降的趋势，1969 年该比重为 22.3%，1970 年下降到 10.4%，1980 年进一步下降到 2.9%，1995 年下降到历史低点 2.1%。曾经独霸全球货币体系的英镑最终沦落为一个普通的二流货币。

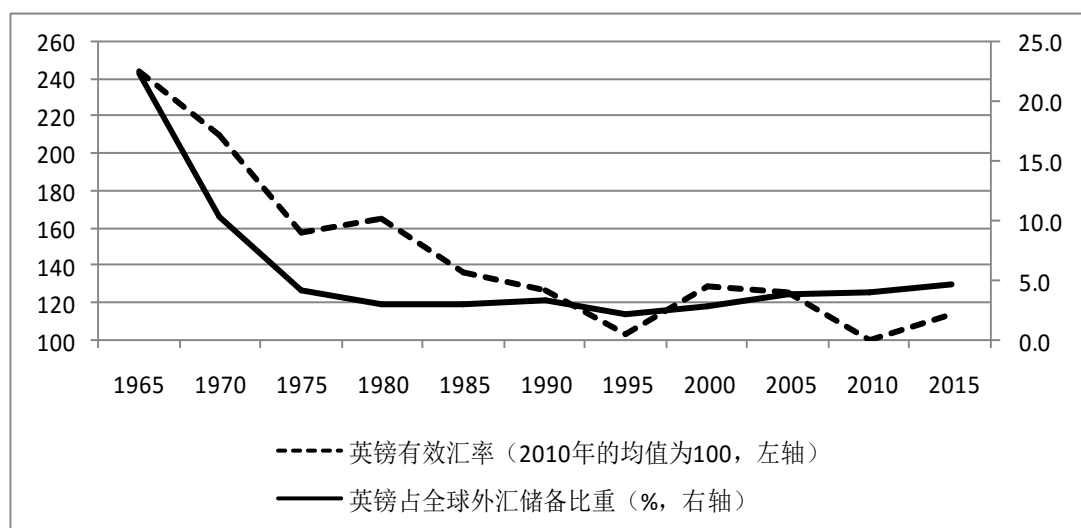


图 2 英镑汇率与英镑国际地位的变化

资料来源：Bank for International Settlements: “Effective exchange rate indices”, 2016; IMF: 《国际货币基金组织年报》，1975-2015 年，IMF: “Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves”, 2016.

其次，美元汇率与美元国际地位之间也存在密切的联系。如图 3 所示，美元有效汇率与美元占全球外汇储备的比重也呈现出非常明显的联动关系。与英镑趋势性的下降不同，美元数据呈现出短期周期性变动和长期水平推移的变化特征。短期周期性变动意味着，随着美国经济周期的变化，美元有效汇率和美元占全球外汇储备的比重也会出现周期性的变化。每当经济进入扩张期和繁荣期，美联储的升息会带动汇率升值，进而带动美元储备资产的增加。

¹² Eichengreen, Barry and Marc Flandreau (2008)。

反之，当经济进入衰退期和谷底期后，美联储的降息导致美元贬值，进而引起美元储备资产的下降¹³。另一方面，长期水平推移的变化特征意味着由于美国的经济实力并没有出现明显的衰退趋势，因此美元有效汇率与美元国际地位都没有出现明显的长期下降趋势。

图3的数据显示，20世纪70年代以后，美元有效汇率与美元占全球外汇储备的比重曾经历过三次大的周期性变化。第一个周期包括：20世纪70年代的下降和80年代初期的上升；第二个周期包括80年代中期以后的下降和90年代的上升；第三个周期包括21世纪头十年的下降和2014年以后的上升。在以上三个周期中，有效汇率的底部呈现依次略微下降的特点，但是，美元占全球外汇储备的比重并没有出现同样的走势，其第三个低点明显高于第二个低点，这一变化特征表明美元的国际地位只存在周期性变化，并没有出现趋势性的下降。

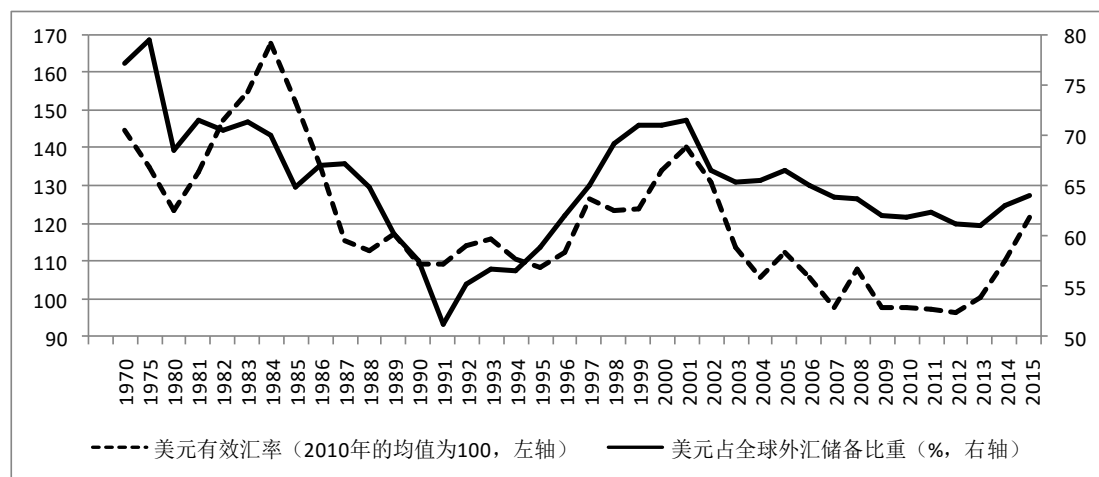


图3 美元汇率与美元国际地位的变化

资料来源：Bank for International Settlements: “Effective exchange rate indices”, 2016; IMF: 《国际货币基金组织年报》，1975-2015 年，IMF: “Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves”, 2016.

从美元有效汇率与美元占全球外汇储备比重的关系来看，前者不仅会影响后者的变动方向，而且还制约着后者变动的时间和幅度。在每一个周期中，美元的贬值或升值通常会延续5年-10年的时间，贬值或升值的幅度大约在30%-60%左右。有效汇率变化的这些特征不仅制约着每一周期美元全球外汇储备占比上升和下降的持续时间，而且也制约着其上升和下降的幅度。

最后，我们把视线转向日元汇率与日元国际地位的关系。从图4中我们可以看到，在过去四十年中，日元有效汇率与日元占全球外汇储备的比重尽管有着密切的联动关系，但是其

¹³ Triffin, Robert (1960) 认为美元国际地位的升降与经常收支的变化有关，经常收支逆差的扩大会引起美元地位的下降。从与汇率的关系来看，经常收支逆差引起汇率贬值，进而引起美元国际地位的下降。

变化特点不同于英镑和美元，与英镑的单边下跌和美元的周期性变化相比，日元经历了一涨一跌的大轮回，这一变化与日本经济的快速崛起和迅速走向衰败的轮回基本一致。

从 1975 年到 1994 年，日元有效汇率和日元占全球外汇储备的比重都经历了趋势性的上升。二者的变化方向在 80 年代中期以前较为一致，从变化速度来看，日元占全球外汇储备比重的上升要快于日元有效汇率的上升。80 年代中期以后，尽管日元有效汇率仍维持了上升趋势，但是日元占全球外汇储备的比重开始出现滞涨，基本上徘徊在 8% 左右，这也是日元国际化的顶峰时期。

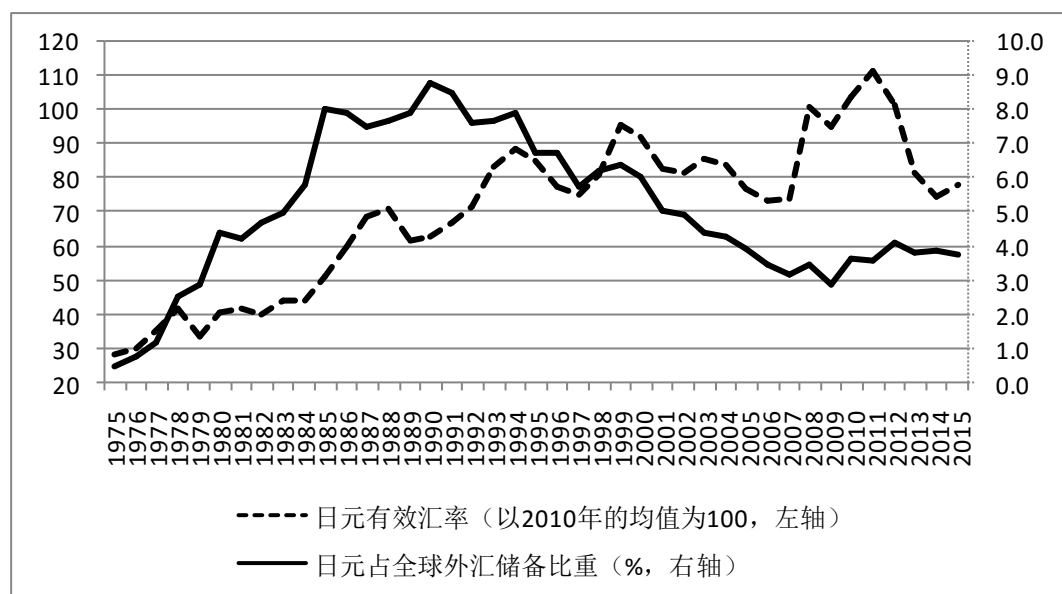


图 4 日元汇率与日元国际地位的变化

资料来源：Bank for International Settlements: “Effective exchange rate indices”, 2016; IMF: 《国际货币基金组织年报》，1975-2015 年，IMF: “Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves”, 2016.

1995 年以后，随着泡沫经济的破灭，日本经济步入长期衰退时期，日元有效汇率和日元占全球外汇储备的比重都从单边上升阶段转入趋势性下降阶段。在此前的上升阶段，日元占全球外汇储备比重的上升速度要快于有效汇率的上升速度，进入下降阶段后，前者的下降速度也快于有效汇率的下降速度。尤其值得强调的是，从 2007 年到 2014 年，日元有效汇率曾出现 50% 左右的大幅度升值和大幅度贬值，但是期间日元占全球外汇储备的比重只出现了微弱的升降，其跟随汇率变化的联动效应明显减弱。出现这一变化主要是因为这一时期日元汇率的波动与经济实力的变化相关性较低，主要起因于发达国家量化宽松政策的影响。

以上我们考察和分析了汇率变动对英镑、美元和日元国际地位的影响。我们可以得出的基本结论是：

第一，从货币有效汇率与全球外汇储备占比的关系来看，尽管存在程度的差异，一般而论，汇率变动对货币国际地位的影响直观地表现为：升值引起货币国际地位的上升，而贬值导致货币国际地位的下降。

第二，汇率变动对国际货币地位的影响可以分为两种类型，即趋势性影响和周期性影响。英镑和日元的变化更多属于趋势性影响，趋势性影响主要受制于经济实力的变化，经济实力的变化通过汇率路径间接影响货币国际地位的变动。周期性影响主要受制于货币政策的变化，美元属于这种情况，美元货币政策的变化会周期性地引起美元汇率的变化，进而引起美元国际地位的变动。

第三，当经济实力与汇率发生同向变化时，即在汇率升值伴随经济实力的上升，而汇率贬值伴随经济实力下降的情况下，汇率对货币国际地位的影响较为明显，在相反的情况下，其影响会相对减弱。如，20世纪70年代和80年代，随着日本经济的快速崛起，日元升值对日元国际化起到了显著的推动作用，这是因为经济实力与汇率出现了同向的变化。但是，进入21世纪后，由于日本经济处于低迷时期，货币升值对日元国际化的提升作用明显减弱，这又是因为经济实力与汇率出现了逆向的变化，经济实力的下降削弱了汇率升值对日元国际地位的正面影响。

三、人民币贬值对香港离岸人民币业务的影响

在前面部分，我们分别考察了英镑、美元和日元汇率变化对其全球外汇储备占比的影响。现阶段由于人民币占全球外汇储备比重的数据还非常有限，我们还无法考察其变化情况。在此，我们换一个视角从离岸人民币市场的变动情况考察汇率贬值对人民币国际化的影响。

首先，就人民币汇率的变动情况来看，2015年人民币对美元汇率开始步入贬值阶段。图5反映了人民币对美元汇率的变动情况。从该数据中我们可以看到，进入2014年人民币已经停止了升值的步伐。进入2015年后，前7个月人民币对美元汇率中间价基本上在6.10-6.20之间徘徊。8月11日人民银行宣布进行汇率制度改革，将人民币对美元汇率中间价向市场价靠拢，此后汇率从8月10日的6.12贬值到8月27日的6.41，期间的贬值幅度为4.7%。9月和10月，人民币汇率出现微弱的升值，11月以后，又重新步入贬值通道，全年的贬值幅度为6%。

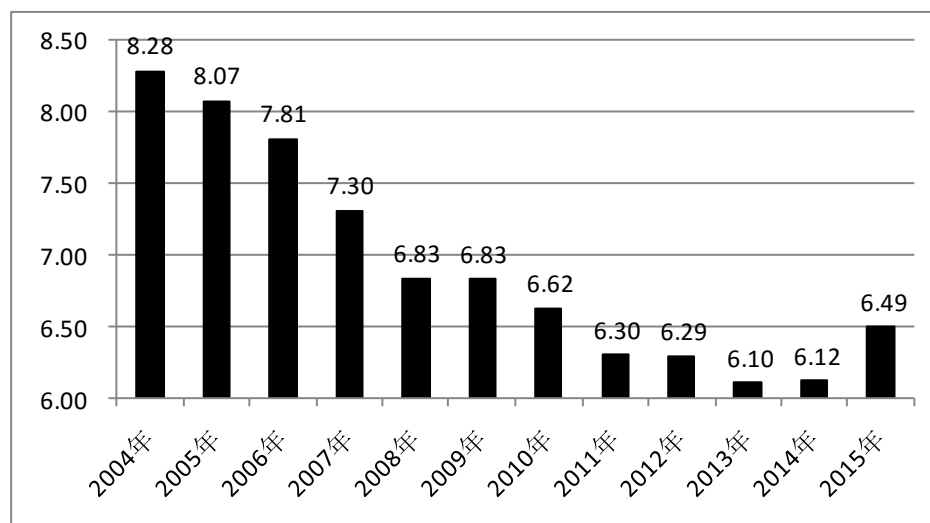


图5 人民币兑美元汇率的变动情况（年末中间价）

资料来源：根据国家外汇管理局数据库的数据编制

从人民币贬值对人民币国际化的影响来看，人民币贬值对一部分跨境和离岸人民币业务带来了不利影响。其影响程度因业务种类不同而有所差异。

一般而言，人民币贬值对跨境贸易人民币结算和人民币国际支付等业务的负面影响相对较轻，换言之，对人民币发挥国际流通手段和国际支付手段等职能的影响相对有限。这是因为人民币在发挥以上职能时，在交易者手中停留的时间较短，接受人民币付款的交易者可以随时通过出售人民币回避其贬值风险。

但是与以上情况不同，人民币贬值对离岸人民币存款和离岸人民币点心债券等业务的负面影响较为显著，这一状况意味着贬值会明显妨碍人民币发挥国际价值贮藏手段的职能。非居民利用人民币进行存款或购买人民币点心债券，是为了获得投资收益，其收益的多少最终将以非居民所在地的本币计算，在利率不变的情况下，人民币贬值会引起非居民本币计价收益率的下降。正因为如此，人民币贬值会引起离岸人民币存款和离岸人民币点心债券业务的下降。鉴于以上情况，就贬值对人民币国际化的负面影响而言，本文将重点讨论人民币贬值对香港离岸人民币存款业务和离岸人民币点心债券业务的影响。

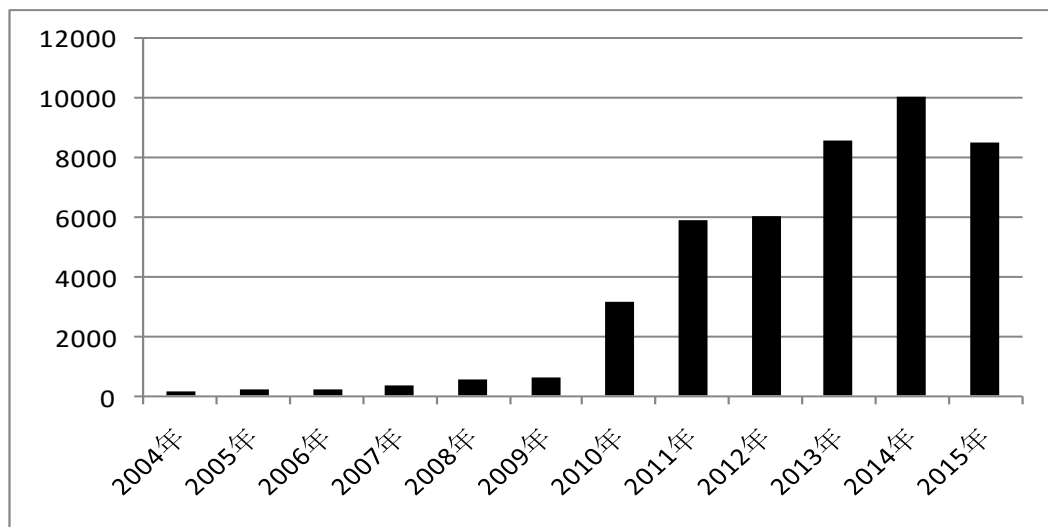


图6 香港离岸人民币存款的变动情况（亿元人民币，年末余额）

数据来源：香港金融管理局数据库。

图6反映了香港离岸人民币存款的变动情况。该业务起步于2004年，在最初阶段该存款主要源自内地游客的旅游收入，因此其规模相对有限。2010年以后，随着跨境贸易人民币结算业务的稳步扩大，香港离岸人民币存款业务获得了新的资金来源，其规模出现迅速扩大的趋势。2010年增加到3149亿元，2014年进一步上升到10036亿元，首次登上了1万亿元的大台。但是进入2015年后，受人民币贬值的影响，该业务在经历了十年的高速发展后，首次出现了下降。与2014年的峰值相比，其金额下降了1525亿元，降幅为15%。

香港离岸人民币存款的下降主要起因于以下三个因素：第一，人民币对港币从升值转为贬值，这一变化降低了以港币计算的人民币存款收益。从2005年“汇改”以后，港币对人民币汇率中间价基本上处于贬值趋势中，2007年该汇率跌破了1的平台，2014年全年和2015年上半年基本上徘徊在0.78-0.80之间。由于港币汇率制度采用的是盯住美元的联系汇率制度，因此2015年8月以后随着人民币对美元的贬值，港币也随同美元对人民币出现了升值，12月升值到0.84左右。这一变化降低了人民币存款的吸引力。

第二，在人民币出现贬值压力后，香港离岸人民币价格开始低于内地在岸人民币价格，为了获得这一差价而进行的套汇交易引起了离岸人民币回流内地市场，从而造成了香港离岸人民币资金池的萎缩。就其机理来看，在价格相对较低的香港离岸市场买入人民币，然后汇往内地，在价格相对较高的内地市场卖出人民币，这一套汇交易引起了香港人民币回流内地市场。在人民币升值阶段，香港离岸人民币价格高于内地人民币价格，由此产生的套汇交易曾引起反向的人民币资金流动，即在价格相对便宜的内地市场买入人民币，然后汇往香港，

在价格相对较高的香港离岸市场卖出人民币，这一套汇交易曾经引起大量内地人民币资金流向香港，促进了香港离岸人民币资金池的形成。

第三，港币的升息预期和人民币的降息预期也是引起香港离岸人民币存款减少的重要诱因之一。由于香港采用了完全盯住美元的联系汇率制度，其货币政策完全受制于美国的货币政策，美元加息通常会引起港币利率的上升，否则香港将难于维持联系汇率制度，因此 2015 年美元的加息预期助长了港币的加息预期。另一方面，与港币的加息预期相反，2015 年人民币开始进入降息周期，这一变化也降低了香港离岸人民币存款的吸引力。

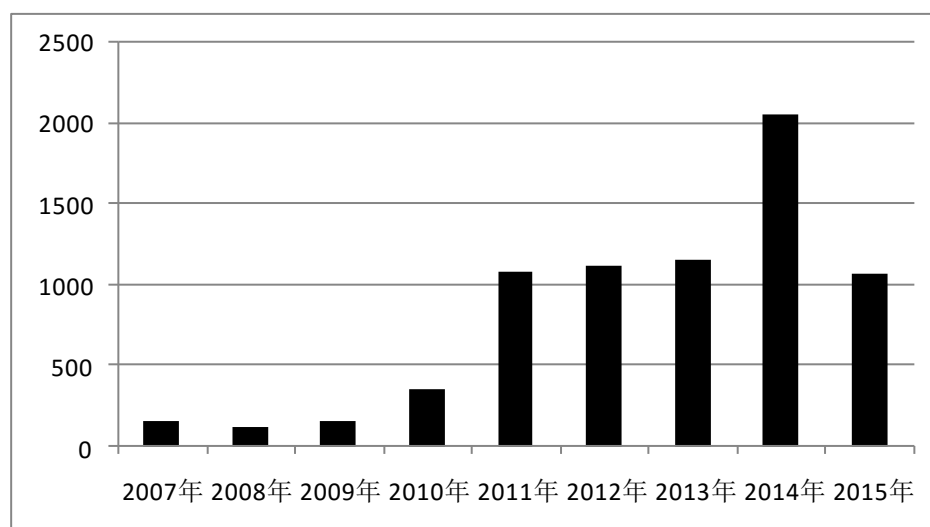


图 7 香港离岸人民币点心债券发行额（亿元人民币）

数据来源：根据 Reuters 和 Dealogic 数据库数据编制

以上我们分析了香港离岸人民币存款的变化情况，与这一变化相类似，受人民币贬值的影响，2015 年香港离岸人民币点心债券的发行额也明显下降，而且其下降幅度要远远大于离岸人民币存款。如图 7 所示，点心债券业务起步于 2007 年，其发行额在 2011 年首次超过 1000 亿元，2014 年达到 2053 亿元的峰值，但是 2015 年骤然下降到 1071 亿元，降幅接近 50%。

香港离岸人民币点心债券发行额的下降也与人民币汇率贬值有着密切的联系。在人民币升值阶段，香港居民购买人民币债券可以获得以下两部分收益：其一，债券本身的利率收入，其二，由人民币升值带来的升值收益。然而，随着人民币汇率的贬值，以上第二部分收益变成了负值，从而导致了离岸人民币债券整体收益率的下降。这一变化降低了人民币债券的吸引力。

此外，利率的变化也是引起香港点心债券下降的重要原因之一。从融资方的视角来看，

在岸债券利率的下降提高了境内外企业在内地发行人民币债券的积极性。在香港发行人民币债券的企业包括两类企业，一类是境内企业，还有一类是境外企业。随着境内利率水平的下降，境内企业变得更愿意在境内金融市场融资，而境外企业也更愿意在境内发行人民币熊猫债券，正因为如此，进入2015年后，在岸熊猫债券获得了较快的发展。

四、问题与机遇

就人民币国际化而言，人民币贬值引发的主要问题是境外非居民持有人民币金融资产的意愿下降，受此影响离岸人民币出现回流境内的逆转。从具体的数据来看，进入2015年后，在多数月份跨境人民币收支维持了净流入的格局，这一变化意味着离岸人民币资金池出现了萎缩的迹象。

一般来说，人民币贬值引发以上变化属于正常现象，但是这并不意味着所有跨境人民币交易都会受到不利影响，即使人民币汇率延续对美元的贬值趋势，人民币国际化仍有一些非常有利的发展机遇，利用这些机遇巩固人民币国际化的成果是我国货币当局的当务之急。以下是人民币国际化可以利用的几个主要机遇：

第一，利用人民币结构性贬值的特点，发展香港以外的离岸人民币市场。当前人民币主要是对美元贬值，由于香港采用的是盯住美元的联系汇率制度，因此人民币对港币也出现了相应的贬值。由于目前绝大部分离岸人民币业务发生在香港，所以离岸业务受到的冲击较为明显。但是人民币对美元以外的多数货币，尤其对欧洲国家和新兴市场经济体的货币仍保持着升值趋势，这一状况意味着离岸人民币业务在这些地区仍具有明显的发展优势。

第二，利用人民币对美元和港币汇率的阶段性贬值，发展离岸人民币负债业务。人民币升值有利于离岸人民币资产业务的发展，不利于负债业务的发展。比如，在人民币升值阶段，离岸人民币存款业务发展较快，但是贷款业务发展较慢。这是因为人民币升值会造成还债负担的上升。人民币贬值会产生相反的效果，即不利于离岸人民币存款业务的发展，但是有助于促进离岸人民币贷款业务的发展，人民币贬值可以降低非居民用本币偿还人民币借款的负担。因此，在人民币贬值期间，我国境外金融机构可以重点发展非居民人民币负债业务，尤其是重点发展对非居民的人民币贷款业务。

第三，在人民币汇率贬值期间，可以扬长避短，重点发展跨境贸易人民币结算业务和人民币国际支付业务，充分发挥人民币作为国际流通手段和国际支付手段的职能。从现实情况来看，人民币贬值对离岸人民币存款业务和离岸人民币债券业务的冲击较大，但是对跨境贸

易人民币结算业务和人民币国际支付业务的负面影响相对较小，因此，在人民币贬值期间，作为推进人民币国际化的策略，我国货币当局可以创造条件，优先发展跨境贸易人民币结算业务和国际支付业务。对此类业务的发展来说，一个最为重要的条件是在全球范围内，尽快建立发达的人民币结算和清算网络。

第四，利用我国国际收支的资产方业务，构建新的人民币输出渠道。正如我们在前文中所分析的那样，在人民币升值时期，套汇交易会起到向境外输出人民币的作用。反之，在贬值期间，套汇交易会引发人民币回流境内，从而导致离岸人民币资金池的萎缩。考虑到贬值的这一不利影响，我国需要重新开辟输出人民币的渠道，其重要方法之一是利用非居民人民币负债业务向境外输出人民币，由于非居民的负债业务对应于我国国际收支的资产方业务，这意味我国应该通过资产方业务重构向境外输出人民币的渠道。具体而言，可以考虑以下两个路径，其一，大力发展对非居民的人民币贷款业务，其二，鼓励非居民在我国境内发行熊猫债券进行人民币融资。由于我国是经常收支顺差国，而经常收支顺差国通常应该通过资本收支逆差，即通过对外投资渠道输出本币，因此通过资产方业务输出人民币是符合我国国际收支结构的最佳输出路径。

参考文献

- [1] Bergsten, Fred, “The Dollar and the Deficits: How Washington Can Prevent the Next Crisis”Foreign Affairs, November/December, 2009.
- [2] Bernanke, Ben S., “China’s Gold Star”, <http://www.brookings.edu/blogs/ben-bernanke> , December 1, 2015.
- [3] Chinn, Menzie D, Jeffrey A. Frankel, “The Euro May Over the Next 15 Years Surpass the Dollar as Leading International Currency”, NBER Working Paper No. 13909, 2008.
- [4] Eichengreen, Barry and Marc Flandreau, “The Rise and Fall of the Dollar, or When Did the Dollar Replace Sterling as the Leading International Currency?”, NBER Working Paper No. 14154, July 2008.
- [5] Hayek, F.A, Denationalisation of Money: The Argument Refined, 2nd ed. London: Institute of Economic Affairs, 1978.
- [6] Mundell,R.A, “the international Financial System and outlook for Asian currency collaboration”, The Journal of Finance, 2003(4).
- [7] Triffin, Robert, Gold and the Dollar Crisis, Yale University Press, New Haven, 1960.
- [8] 余永定：《再论人民币国际化》，《国际经济评论》2011 年第 5 期。
- [9] 周宇：《论人民币国际化的两难选择》《世界经济研究》2012 年第 11 期。

The Impact of Exchange Rate Devaluation on the RMB Internationalization

This paper will focus on two issues: first, will the people's Bank of China refuse to depreciate RMB under the pressure of the devaluation in order to promote the internationalization of the RMB? The answer is no, because the exchange rate policy serves only to export, but never to the internationalization of the currency. Second, how will the exchange rate devaluation affect the internationalization of the RMB? This paper concludes that RMB depreciation in general will have a negative impact on the RMB internationalization, but it will bring opportunities for some of the RMB business. Finally, as a policy recommendation, this paper suggests that China should take advantage of the assets side business in the balance of payments, to build new RMB output channels.

中国货币政策有效性下降与预期管理研究

郭豫媚¹ 陈伟泽² 陈彦斌³

【摘要】中国货币政策的有效性已出现下降，表现为货币政策稳定宏观经济波动的能力明显减弱。本文通过构建一个包含预期误差冲击和预期管理的动态随机一般均衡模型，刻画了货币政策有效性下降的现状，从而研究货币政策有效性不足时预期管理应对经济波动的能力。数值模拟结果表明，预期管理通过逆周期引导市场通货膨胀预期，能够大幅减小经济波动并使经济更快收敛回稳态。同时，福利损失分析表明，在货币政策有效性不足的情况下引入预期管理，可以使得社会福利损失下降近 40%。基于此，本文认为中国在货币政策有效性下降的背景下应加强对预期管理的重视。

【关键词】货币政策；预期管理；经济周期

一、引言

中国货币政策正处于由量向价的转型过程中，货币政策已不可避免地陷入了政策有效性大幅下降的困境。2008 年金融危机以来中国经济增速已由高速增长阶段进入中高速增长阶段，经济增速放缓已成必然趋势。在此期间，央行除了使用基准利率、准备金率和正逆回购等常规工具，还创设了 SLO、SLF、MLF 和 PSL 等新型货币政策工具进行调控，2008 年以来年均 M2 增长率达到 17.5%，较 2000~2007 年间高 1.1 个百分点。然而，在经济增速逐步放缓的背景下，积极的货币政策操作并没有发挥有效作用，产出缺口进一步扩大、通货膨胀率大幅回落，⁴表明货币政策平抑经济周期性波动的能力已经大幅下降。2015 年第二季度央行货币政策报告中也指出，货币政策存在传导机制不畅的问题，信贷渠道和利率渠道均不能充分发挥作用，对货币政策有效性造成了不利影响。更进一步地，相关实证研究也证实，金融危机后中国货币政策中介目标 M2 与 GDP 间的关系明显减弱，表明货币政策调控宏观经济的能力有所降低（盛松成和翟春，2015）。

¹ 郭豫媚，中国人民大学经济学院

² 陈伟泽，波士顿大学经济系

³ 陈彦斌，中国人民大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心

⁴ 中国产出缺口由 2008~2011 年间的 1.2 个百分点扩大至了 1.8 个百分点（郭豫媚和陈彦斌，2015），通货膨胀率在 2014 年降到了 1% 左右。

在货币政策有效性下降的背景下加强预期管理尤为重要。国际经验表明，预期管理有助于提高货币政策有效性，尤其是 2008 年金融危机以来，前瞻性指引作为预期管理的手段之一在美国和欧洲均发挥了十分重要的作用。Bernanke（2012）指出，在名义利率受到零下界约束时，预期管理能够有效推动经济复苏。Campbell et al.（2012）通过更为严谨的实证分析，检验了金融市场对前瞻性指引政策的反应以及前瞻性指引政策对就业和通货膨胀的影响，进一步肯定了预期管理的积极作用。由于中国货币政策的有效性已大幅下降，因此中国应该比发达国家更加重视预期管理。同时，预期管理具有调整成本低的特点，这可以从两个层面来理解。从附加预期的菲利普斯曲线的理论视角来看，通过预期管理引导市场预期可以在不影响产出或就业的情况下达到降低通货膨胀的目标。从预期管理实践来看，在信息全球化的互联网时代，沟通作为预期管理的主要手段，操作成本极低。此外，相比传统货币政策，预期管理具有政策时滞性短的优点。传统货币政策存在一定的时滞，从央行发现经济运行问题到货币政策制定与决策，再到政策效果的实现都需要时间。以沟通为主要途径的预期管理则可以通过信息的迅速传播，更快地影响公众的预期以达到政策效果，从而节省政策效果实现环节所需要耗费的时间，缓解政策时滞问题。因此，加强预期管理对提高中国货币政策有效性具有重要意义。

中国预期管理研究尚处于起步阶段，相关研究主要集中于文献综述和实证分析。以程均丽（2007）、徐亚平（2009）、李拉亚（2011）和马文涛（2014）为代表的一系列研究已对预期管理理论的起源、发展以及最新研究进展进行了述评。在此基础上，不少实证研究检验了央行信息沟通这一预期管理方式是否能够有效影响预期，其研究结果基本肯定了信息沟通引导市场预期的作用。例如，徐亚平（2006）通过构建货币政策透明度指数发现，1995~2005 年期间中国货币政策透明度远高于 1985~1994 年，并发现货币政策透明度的增加能较好地引导市场预期，提高货币政策传导的有效性；卞志村和张义（2012）采用中国 2001~2011 年的季度数据，利用 SVAR 模型分析发现央行信息披露比传统货币政策工具在引导预期方面时滞更短，但影响程度小于利率工具。理论研究方面，姚余栋和谭海鸣（2013）通过在“新共识”宏观经济模型中引入通胀预期和央行票据发行利率对中国货币政策进行了动态分析，并指出中国货币政策应以管理通胀预期为主。

总体而言，已有研究缺乏对中国预期管理关键性问题的深入分析与研究。国内有关预期管理的文献大部分都只是对预期管理理论的发展以及预期管理的国际经验进行了总结与归纳，或者简单套用了国外的模型与实证方法，不仅没有区分中国预期管理问题与发达国家

的异同,而且没有抓住中国预期管理的本质和关键性问题。如果没有对中国自身的预期管理问题有深刻的认识,就难以从预期管理理论及其国际实践中汲取适合于中国的经验与模式,从而难以找到真正能够提高中国货币政策有效性的预期管理方式。另外,已有研究更多地采用实证研究方法,使用定量宏观模型的仍较少。已有的检验预期管理有效性的文章大都采用 EGARCH 和 SVAR 等实证分析方法或者是统计分析方法。但是实证方法对数据的依赖性较强,考虑到研究预期管理需要对央行信息披露程度等因素进行量化,而这一类指标的建立主观性较强且在理论上未形成规范,因此容易导致研究的严谨性和稳健性有所不足。而定量宏观模型对时间序列数据的依赖性较小,能够较好地避免上述问题。并且,实证方法只能基于历史数据对过去的货币政策有效性进行检验,无法对未来货币政策的变化进行相关的政策实验,从而难以评价货币政策转型过程中和转型后有效性的变化,更难以考察引入预期管理后货币政策有效性的可能变化。而在定量宏观模型框架下,不仅可以刻画货币政策由数量型向价格型转变的不同阶段,通过建立福利损失函数定量评估和比较不同阶段货币政策有效性的变化,还能够引入预期管理进行政策实验,从而评价预期管理的作用。

本文将在分析中国货币政策有效性下降原因和梳理已有预期管理研究的基础上,构建一个包含预期误差冲击和预期管理的新凯恩斯动态随机一般均衡模型,从而刻画货币政策的失效并研究预期管理的作用,进而对中国的预期管理提出相关政策建议。本文的主要贡献有以下三点。第一,本文在一个标准的新凯恩斯模型的基础上刻画了货币政策的失效,提供了一个能够研究中国货币政策失效问题的动态随机一般均衡模型。定量宏观模型的优势是,能够明确各变量间的作用机制和因果关系,通过数值模拟考察外生冲击或参数变化的定量影响,尤其适合于货币政策的相关研究。第二,在货币政策有效性不足的大框架下,本文进一步将预期管理模型化,并定量研究了预期管理在货币政策失效背景下应对经济波动的能力。数值模拟结果表明,预期管理不仅能够大幅减小经济波动,而且能促使经济更快回归到稳态。并且,福利损失分析表明,在货币政策失效的背景下引入预期管理可以使得社会福利损失下降近 40%。第三,本文对中国预期管理的关键性问题做出了回答。本文认为,当前中国货币政策由数量型向价格型过渡的过程中将不可避免地陷入政策有效性下降的困境,因此需要尤其重视预期管理。中国可以从明确货币政策目标、拓宽央行与市场沟通的途径、丰富央行与市场沟通的内容、加强央行研究能力和减小政策发布滞后性等方面进行改进。

二、货币政策有效性下降的原因与预期管理理论起源

（一）中国货币政策有效性下降的原因分析

中国货币政策有效性下降的根源在于，货币政策正处于由数量型向价格型转型的过程之中，面临着数量型货币政策有效性大幅下降而价格型货币政策尚不健全的困境。首先，人民币贷款占社会融资规模的比重大幅下降使得中国长期以来使用的数量型货币政策对信贷市场的控制力大幅减弱，是引起货币政策有效性下降的主要原因。中国长期以来采用数量型货币政策框架，在这一框架下，货币渠道和信贷渠道是货币政策的重要传导渠道，其中信贷渠道是主要传导渠道。信贷渠道起作用有两个重要前提，一是借款者依赖于银行贷款，二是货币政策可以改变贷款相对于其它信用形式的供给量。然而，随着金融创新的出现和融资渠道的增加，人民币贷款在社会融资规模中的占比逐步降低，借款者不断减少对银行贷款的依赖，导致第一个前提发生根本性改变。⁵2002~2014年间，社会融资总额中新增人民币贷款占比大幅下滑：2002年，新增人民币贷款占社会融资总额的比重达到91.9%，2009年以后该比重已下降至60%以下，2013年更是降低至51.4%。

其次，中国市场化基准利率体系和利率传导机制尚不健全，从而导致数量型货币政策有效性开始下降时无法立即通过价格型货币政策来弥补。随着存贷款利率管制的解除，中国利率市场化进程接近尾声，但中国的基准利率体系依然没有市场化。根据国际经验，基准利率需具备市场化、基础性和可控性的特点。然而，中国的存贷款基准利率并不是通过再贴现和公开市场操作等工具来间接影响的，而是直接由央行决策而定。这意味着中国的基准利率体系尚没有市场化，央行在基准利率定价中并不是起间接干预的作用，而是充当了一个具有绝对定价权的角色。并且，中国基准利率的调整不需要再贴现和公开市场操作，没有直接影响市场的流动性，进一步表明中国价格型货币政策体系还十分不成熟。此外，由于中国利率传导机制不健全，基准利率与其他市场利率间的传导不通畅，使得价格型货币政策难以发挥有效作用。

（二）预期管理的理论起源与背景

关于预期管理的理论研究最早是在经济危机的背景下提出的。Krugman（1998）认为，在流动性陷阱下仅仅实施扩张性货币政策是不够的，央行还必须提高公众的通货膨胀预期，这是因为扩张性货币政策的效果会被低通胀预期甚至通缩预期抵消；如果公众相信央行的扩张性货币政策并不是暂时的，从而推高通货膨胀预期，那么经济就能够走出流动性陷阱。此

⁵ 对于金融创新和融资渠道的拓展改变了信贷渠道的传导机制，已有研究已达成共识。例如，彭兴韵（2008）认为，银行信贷与货币政策最终目标之间的相关性受金融结构变动的深远影响；随着金融市场的发展，企业融资和居民资产选择正在出现脱媒的趋势，对银行机构传统的存贷款金融服务需求在逐步下降。

后,越来越多的学者开始致力于预期管理的研究,并发现预期管理在帮助经济走出危机的过程中发挥了重要的作用(Eggertsson and Woodford, 2003; Eggertsson, 2008; Cooper and Willis, 2010; Mishkin, 2011)。

随着预期纳入货币政策宏观框架成为宏观经济学界的“新共识”,预期管理问题的重要性也大幅上升。宏观经济学界“新共识”中的重要一条内容是,预期在通货膨胀决定和货币政策向宏观经济的传导过程中起关键作用,且货币政策能够影响公众预期(Bean, 2007; Mishkin, 2011)。Friedman & Kuttner (2010)更是指出,当前货币政策起作用的途径已不是传统的流动性渠道,而是预期渠道。由此,货币政策理论与实践都更加关注预期管理问题。

预期管理对货币政策有效性的影响是预期管理研究领域的核心问题。在货币政策实践中,各国央行发现经济危机下货币政策面临着零利率下限约束的问题,这使得危机时期货币政策的效率大大下降。在 Krugman (1998) 等关于经济危机时期预期管理研究的基础上,许多学者开始注意到预期管理对于提高货币政策有效性(特别是在零利率下限约束下)的重要作用。Woodford (2003) 介绍了预期管理的基本思想,并指出央行影响市场和价格的关键手段是管理未来利率变化的预期(这实际上是对未来货币政策走势的预期)。Woodford (2005) 通过构建一个简化的新凯恩斯主义模型进一步探讨了预期管理对货币政策有效性的影响,并通过数值模拟分析发现当货币政策受到零利率下限约束时提高市场的通货膨胀预期能够减少危机带来的福利损失,从而提高政策有效性。Morris & Shin (2002, 2008) 构建了一个包含私人信息和公共信息的模型,为预期管理研究提供了一个基本框架。他们认为经济人在形成预期时会依赖公共信息,因此货币政策透明度会通过改变公共信息集影响市场预期,从而影响货币政策有效性。Morris & Shin (2008) 还进一步指出,相比直接使用货币政策工具而言,央行传递信息更为重要,现代货币政策的核心问题是管理和协调预期。

由于传统货币政策在经济危机时容易受到限制而难以发挥作用,预期管理随着其自身理论的发展逐渐得到发达国家央行的重视和青睐。以美国为例,新世纪以来,以前瞻性指引政策为代表的预期管理在美国货币政策中的地位逐步上升,并已成为美国货币政策调控的重要手段。21 世纪初,由于互联网泡沫的破裂,美国联邦基金利率逐步下调以应对经济的疲软,其结果是联邦基金利率逐步逼近零下限而失去进一步调控能力。在这一背景下,美联储推出了前瞻性指引政策,开始对未来货币政策的操作进行说明。这一时期美国的前瞻性指引主要是开放式指引,只是表明美联储会在未来维持低利率,但对于低利率的期限有多长并不给出明确答案。2008 年金融危机后,美国货币政策再次面临零下限约束,前瞻性指引政策成为

了这一轮美国货币政策调控的重要手段，并得到了进一步的完善。在这一时期，前瞻性指引从简单的开放式指引演变为了日历式指引和目标式指引。日历式指引主要是在开放式指引的基础上给出了明确的时间，例如 2011 年 8 月美联储表态称“直到 2013 年中期，维持极低的联邦基金利率是合适的”。目标式指引是在开放式指引中加入了量化的政策目标，例如 2012 年 12 月指出“只要失业率仍处于 6.5% 以上，将联邦基金利率保持在极低水平是合适的。委员会设定的通货膨胀长期目标为 2%.....”。除了进行前瞻性指引外，美联储还通过定期发布联邦公开市场委员会会议纪要等手段来进行沟通，反映出美联储对于预期管理的重视。

随着预期管理理论和实践的逐步发展，预期管理已受到了广泛的关注，但是学界并没有对预期管理进行严格定义。不过，通过对相关研究的梳理和归纳可以发现，学者对预期管理的理解并没有很大差异。预期管理主要是指政府通过信息沟通来引导市场预期从而达到政策目标的过程。预期是影响市场行为决策从而影响宏观经济运行的重要因素，而预期管理正是通过信息的沟通来改变市场进行预期时的信息集，从而影响市场预期，进而达到调控宏观经济的目的。

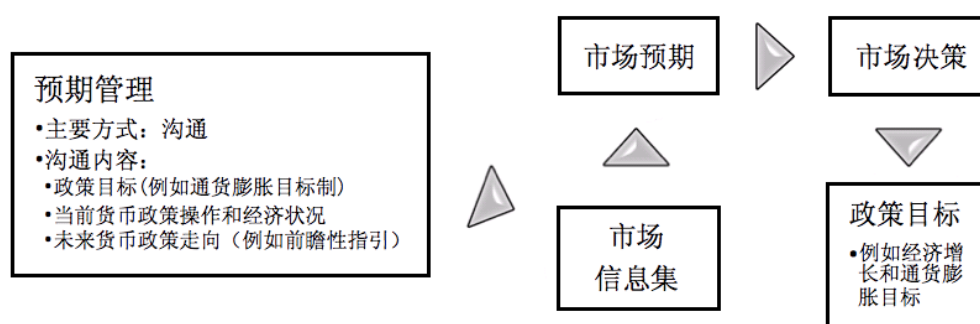


图 1 预期管理作用机制图

总结发达国家预期管理的实践经验可以发现，沟通是预期管理的主要手段，而根据沟通内容的不同，预期管理又可以划分为以下三种类型。一是对政策目标进行沟通。明确的政策目标是市场进行预期的重要依据。事实上，被英国、加拿大、德国、澳大利亚、新西兰和西班牙等发达国家所青睐的通货膨胀目标制正是通过明确政策目标来进行预期管理的。通货膨胀目标制通过明确通货膨胀目标，锚定公众对通货膨胀的长期预期，达到稳定通货膨胀的目的。二是对当前货币政策操作和经济运行状况进行沟通。由于市场与政府间存在信息不对称，因此政府对货币政策的操作进行解释和对当前实际经济运行状况做出解读，有助于市场更好地理解货币政策意图和把握经济运行状况，形成更为理性的预期。央行会议纪要、货币政策报告和官员讲话等即属于这一类型。三是对未来货币政策的可能走向进行沟通。在实际经济运行中，市场在进行投资决策时更为关心的是长期利率，而长期利率是由当前利率和未来利

率共同决定的。因此，未来货币政策的变化影响着市场对未来利率的预期，并进而影响着投资。前瞻性指引政策正是在这样的逻辑下提出的。

三、基准模型

为了定量评估预期管理在中国传统货币政策有效性下降的过程中对货币政策有效性的影响，本文以 Justiniano et al. (2010) 所建立的新凯恩斯模型为基本框架，在此基础上构建了一个包含预期误差冲击和预期管理的动态随机一般均衡模型 (DSGE)。本文模型与 Justiniano et al. (2010) 的主要差别在于对货币政策的刻画。Justiniano et al. (2010) 将货币政策设定为传统的泰勒规则形式，并仅仅研究了这一特定规则下外生冲击对经济周期的影响。本文则从以下角度对货币政策进行了拓展：货币政策框架方面，本文不仅考虑了价格型的利率规则，还研究了数量型规则下的经济波动；货币政策有效性方面，本文除了考虑价格型和数量型两种规则下货币政策有效的情形外，还借鉴 Farmer et al. (2015) 的方法，引入了货币政策无效的情形，并在该情形下刻画了预期管理。这两方面的扩展使得本文得以刻画中国货币政策的整个转型过程，即中国过去的数量型货币政策有效阶段、当前数量型和价格型货币政策有效性均不足的转型过程以及未来价格型货币政策有效的最终方向，并在此基础上着重考察预期管理在货币政策转型过程中的作用。

(一) 最终产品厂商

代表性最终产品厂商根据以下的 Dixit-Stiglitz 生产技术将连续统的中间产品 $Y_{i,t}$, $i \in [0,1]$ 进行组合，生产唯一的最终消费品 Y_t ，并在完全竞争的最终产品市场上将其销售：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{1}{1+\lambda_{f,t}}} di \right]^{1+\lambda_{f,t}}$$

价格加成冲击 $\lambda_{f,t}$ 遵循如下的随机过程：

$\log(1+\lambda_{f,t}) = (1-\rho_f) \cdot \log(1+\lambda_f) + \rho_f \cdot \log(1+\lambda_{f,t-1}) + \varepsilon_{f,t}$, $\varepsilon_{f,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_f^2)$ 。在本模型中，劳动力市场是完全竞争的，不存在工资粘性以及工资加成冲击，因此上述的价格加成冲击是成本推动冲击的唯一来源。

(二) 中间产品厂商

中间产品厂商是生产中间产品的垄断竞争厂商，其生产函数服从科布-道格拉斯形式：

$$Y_{i,t} = \max \left\{ K_{i,t}^{\alpha} (A L_{i,t})^{1-\alpha} - A_t \psi, 0 \right\}$$

其中 $K_{i,t}$ 和 $L_{i,t}$ 分别代表中间厂商 i 租赁的有效资本和劳动数量, α 为资本产出弹性, ψ 为单位技术水平的固定生产成本, A_t 代表中性技术进步, 其增长率 $z_t = \log(A_t / A_{t-1})$ 服从以下技术冲击过程: $z_t = (1 - \rho_z) \gamma + \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, \varepsilon_{z,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_z^2)$ 。遵循新凯恩斯动态随机一般均衡模型的通常做法, 本文按照如下方式引入价格粘性: 在每一期有固定比例 ς_p 的厂商无法按照利润最大化原则对其产品价格进行调整, 只能照指数化规则调整价格, $P_{i,t} = \pi^{1-\iota} \pi'_{t-1} \cdot P_{i,t-1}$ 。其中 π 为稳定状态下的通货膨胀, $\iota \in [0, 1]$ 为对于稳态通胀率与上一期通胀率的相对调整权重。剩余 $1 - \varsigma_p$ 比例的厂商则可以根据产品需求函数选择预期利润最大化的价格。由于家庭拥有公司, 在对利润的贴现因子 $\beta^s \Lambda_{t+s} / \Lambda_t$ 中, β 为家庭主观贴现因子, Λ_t 为名义收入对家庭的边际效用。故其目标函数为:

$$\max_{P_{i,t}} E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \varsigma_p^s \cdot \frac{\beta^s \Lambda_{t+s}}{\Lambda_t} \left[P_{i,t} \left(\prod_{k=1}^s \pi^{1-\iota} \pi'_{t+k-1} \right) Y_{i,t+s} - W_{t+s} L_{i,t+s} - r_{t+s}^k K_{i,t+s} \right] \right\}$$

(三) 家庭的决策

假设经济中存在连续统的家庭, 目标是最大化其期望终身效用。为了分析从数量型货币政策到价格型货币政策的转型过程, 本文在基准模型中使用将货币引入效用函数的方法来刻画家庭的货币需求方程。借鉴 Fernandez-Villaverde & Rubio-Ramirez (2007) 等传统动态随机一般均衡模型文献中相关货币进入效用函数的设定, 本文代表性家庭的最优化问题如下所示:

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(C_t - h C_{t-1}) + \eta \log(M_t) - f \frac{L_t^{1+h}}{1+h} \right] \right\}$$

其中 C_t 为消费, L_t 为劳动时间, M_t 为实际货币余额, $h \in [0, 1]$ 刻画消费习惯程度, η 为劳动供给弹性。同时, 家庭拥有原始资本并进行资本积累: $\bar{K}_t = (1 - \delta) \bar{K}_{t-1} + \mu_t [1 - S(I_t / I_{t-1})] I_t$ 。其中 I_t 为新增投资, $S(I_t / I_{t-1})$ 为资本调整成本, 稳态时 $S = S' = 0$ 。投资冲击 μ_t 服从以下随机过程: $\log \mu_t = \rho_{\mu} \cdot \log \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu,t}, \varepsilon_{\mu,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\mu}^2)$ 。并且, 家庭选择资本开发率 u_t , 根据 $K_t = u_t \bar{K}_{t-1}$ 将原始资本 $\bar{K}_t$ 转化为有效资本 K_t , 并将有效资本 K_t 以 $P_t r_t^k$ 的价格租赁给中间厂

商。同时，家庭向名义工资率为 w_t 的完全竞争的劳动力市场提供劳动。家庭的预算约束为：

$$P_t C_t + P_t I_t + P_t M_t + B_t + P_t T_t \leq P_{t-1} M_{t-1} + R_{t-1} B_{t-1} + \tilde{O}_t + W_t L_t + P_t r_t^k K_t - P_t a(u_t) \bar{K}_{t-1}$$

其中， T_t 为政府征收的总量税， B_t 为政府债券的持有量， R_t 为名义利率， Π_t 为家庭从其持有的公司所获得的名义利润。 $a(u_t)$ 单位资本开发成本，稳态时， $u=1$ 、 $a=0$ 且 $\chi \equiv a'(1)/a'(1)$ 。

（四）货币政策

本文将中国货币政策从数量型过渡到价格型的过程划分为三个阶段，并在转型过程中的双失效阶段考虑了预期管理，共计划画四种货币政策情形，用以比较分析中国货币政策转型过程中政策有效性的变化以及预期管理的作用。具体设定如下：

表 1 货币政策由数量向价格转型过程中的四种情形

		转型前	转型中		转型后
		数量有效 (情形 1) ⁶	双失效		价格有效 (情形 4)
			双失效+无预期管理 (情形 2)	双失效+有预期管理 (情形 3)	
数量型	有效	√			
	无效		√	√	√
预期管理	有			√	
	无	√	√		√
价格型	有效（泰勒规则）				√
	无效（利率管制）	√	√	√	

情形 1：数量有效

在该情形下，央行采用数量型货币政策，能够有效控制流通在市场上的货币数量。同时由于过去中国在数量型货币政策框架下利率受到管制，故借鉴陈彦斌等（2014），设定管制利率为： $R_t = \bar{R}$ 。需要说明的是，此处的利率为价格型货币政策框架下的中介目标利率，而非利率工具。由于中国利率传导机制不畅，因此本文简单假定利率中介目标无法自由浮动，不受利率工具的影响，从而较为简洁地刻画了价格型货币政策失效情形下货币政策利率无法有效影响市场利率的特征。

同时，本文借鉴 Liu & Zhang（2010）将数量型货币政策设定为：

$$M_t = M_{t-1}^{\phi_p^1} \left[\left(\frac{\rho_t}{\rho} \right)^{f_p^1} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{f_y^1} \right]^{1-f_m} h_{m,t}$$

其中， ρ_m 为货币政策平滑系数， ϕ_p^1 和 f_y^1 分别为情形 1 下货币政策对通胀和产出的反应系数，

$\eta_{m,t}$ 为货币政策冲击，服从 $\log \eta_{m,t} = \rho_{mp} \log \eta_{m,t-1} + \varepsilon_{m,t}$ ， $\varepsilon_{m,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{mp}^2)$ 。Liu & Zhang（2010）

⁶ 由于中国长期以来主要采用数量型货币政策，故本文将情形 1 作为本文参数校准与估计的基准模型。

在 McCallum（1988）的基础上对中国数量型货币政策进行深入探讨，并对 McCallum 规则进行了扩展来拟合中国数量型货币政策。这些扩展包括滞后项、对产出缺口的反应项以及对通胀缺口的反应项，比较符合中国货币政策在实践中的考虑与操作特点。⁷

情形 2：双失效+无预期管理

该情形下利率仍然受到管制，价格型货币政策依然不能起作用。同时，随着金融创新的发展，市场流动性不再完全由央行控制，市场能够创造流动性以弥补或吸收市场对流动性的需求。市场总体流动性 $\tilde{M}_t$ 为央行提供的流动性 M_t 与由金融创新提供的流动性 M_t^f 的总和， $\tilde{M}_t = M_t + M_t^f$ 。根据家庭效用函数和预算约束可以求得家庭货币需求方程为： $M_t^d = \nu / [P_t(\Lambda_t - \beta E_t \Lambda_{t+1})]$ ， L_t 为名义收入对家庭的边际效用。货币市场出清条件要求 $\nu / [P_t(\Lambda_t - \beta E_t \Lambda_{t+1})] = M_t^d = \tilde{M}_t = M_t + M_t^f$ 。可以看到，没有金融创新的情况下， $M_t^f = 0$ ，央行完全控制市场中的货币供给，从而能够有效影响家庭货币需求量；在有金融创新的情况下， $M_t^f = \nu / [P_t(\Lambda_t - \beta E_t \Lambda_{t+1})] - M_t$ 总能弥补家庭货币需求与央行货币供给的差额，当 M_t 发生变化时 M_t^f ，可以通过反向变化来抵消 M_t 的变动，从而降低央行货币供给对家庭货币需求的影响。这就是金融创新下市场流动性不完全由央行控制时数量型货币政策失效的内在逻辑。

同时，本文借鉴 Farmer et al.（2015）的设定引入通胀预期误差冲击： $\eta_t = \pi_t - E_{t-1}\pi_t$ ，

其中 $\log h_t = r_h \log h_{t-1} + e_{h,t}$ ， $e_{h,t}, e_{\eta,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2)$ 。引入通胀预期误差的考虑如下。第一，在数量型与价格型货币政策均失效后，市场无法形成准确预期。事实上数量型和价格型货币政策本身具有预期管理的功能，能够通过改变货币供应量或调整利率很明确地传递货币政策意图，从而影响市场预期。但在数量型和价格型货币政策双失效并且又没有其他预期管理手段来引导预期时，市场预期就会出现偏差。第二，由于在货币政策双失效的设定下模型求解时会产生不确定性（indeterminacy）的问题，Farmer et al.（2015）表明只要在模型中引入一个预期冲击就能解决不确定性的求解问题。Farmer et al.（2015）提出了两种预期误差冲击，一种是通胀预期误差冲击，另一种是产出缺口误差冲击。本文采用前者的考虑是，根据 Farmer et al.（2015）中提出的定理 1，在本文模型中使用通胀预期误差或采用产出缺口误差实际上是等价的，并且实践中货币政策的变化对通胀预期具有更直接的影响。此外，已有的对预期

⁷ 本文与 Liu & Zhang（2010）的差别在于本文使用实际货币余额作为数量型货币政策的核心变量，而 Liu & Zhang（2010）使用的是名义货币量。使用实际货币余额仅仅改变了通货膨胀这一项的指数，并没有根本性地改变数量型货币政策的核心特征，并且这样处理的好处在于能够大大地简化数值计算。

管理的研究中也比较强调通货膨胀预期管理,例如李宏瑾等(2010)指出应通过采取积极措施管理通胀预期来防范和化解通胀风险。综上,本文在模型中引入通胀预期误差冲击。⁸

情形 3: 双失效+有预期管理

本文在情形 2 的基础上加入预期管理,从而研究央行使用预期管理政策代替传统的货币政策会产生何种影响。沿用情形 2 中的设定,市场总体流动性 $\tilde{M}_t$ 为央行提供的流动性 M_t 与由金融创新提供的流动性 M_t^f 的总和,公众对通胀的预期误差为 $\eta_t = \pi_t - E_{t-1}\pi_t$ 。

与情形 2 不同的是,情形 3 下央行可以通过沟通影响公众的通胀预期误差,从而达到引导公众预期的效果。需要明确的是,预期管理的目标与货币政策目标是一致的,明确这一点是将预期管理模型化的重要现实基础。因此,预期管理的最终目标是平抑通胀与产出波动。并且,有效的预期管理应当在经济过热时,即产出和通货膨胀明显高于均衡水平或政策目标水平时,通过降低通货膨胀预期来降低消费和投资,从而达到抑制产出和通货膨胀进一步上升的目的。反之,当产出和通货膨胀回落至均衡水平或政策目标水平之下时,应引导通胀预期上升,从而刺激消费和投资。基于上述考虑,本文借鉴经典的泰勒规则形式,将预期管理政策设定如下:

$$\eta_t = \eta_{t-1}^{\rho_\eta} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{-\phi_\pi^3} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{-\phi_y^3} \right]^{1-\rho_\eta} \varepsilon_{\eta,t}$$

ρ_η 为预期管理平滑系数, ϕ_π^3 和 ϕ_y^3 分别为情形 3 下预期管理对通胀和产出的反应系数,且 ϕ_π^3 和 ϕ_y^3 均大于 0, $\varepsilon_{\eta,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2)$ 为预期误差冲击的白噪声。

情形 4: 价格有效

价格型货币政策体系是中国货币政策的转型方向,因此本文考虑在利率市场化进程结束以及利率传导机制健全之后,央行可以通过利率规则来实现平抑宏观经济波动的情形(即利率不再受到管制, $R_t = \bar{R}$ 不成立)。遵循泰勒规则的一般形式,本文设定价格型货币政策规则如下:⁹

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi^4} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\phi_y^4} \eta_{R,t}$$

⁸ 数值模拟结果进一步证实,通胀预期误差冲击是货币政策双失效阶段经济波动的一个重要来源(具体请参见文章第四部分)。

⁹ 由于情形 4 是对未来中国价格型货币政策的假设,因此作者在该情形中暂没有考虑利率平滑系数。并且,稳健性检验表明即使引入利率平滑系数(作者分别尝试了利率平滑系数为 0.2、0.5、0.6 和 0.8 的情形)也不会改变后文主要结论。

其中, ϕ_π^4 和 f_y^4 分别为情形 4 下价格型货币政策对通胀和产出的反应系数, $\eta_{R,t}$ 为货币政策冲击, 服从 $\log \eta_{R,t} = \rho_{mp} \log \eta_{R,t-1} + \varepsilon_{R,t}, \varepsilon_{R,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_R^2)$ 。另外, 在该情形下市场总体流动性 $\tilde{M}_t$ 依然为央行提供的流动性 M_t 与由金融创新提供的流动性 M_t^f 的总和。

5. 财政政策

政府支出由以下等式决定: $G_t = (1 - 1/g_t)Y_t$ 。其中 g_t 为政府支出冲击, 遵循以下随机过程: $\log g_t = (1 - \rho_g) \log g + \rho_g \log g_{t-1} + \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{g,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_g^2)$ 。

6. 资源约束条件

在均衡中, 经济体的资源约束可由以下等式刻画: $C_t + I_t + G_t + a(u_t)\bar{K}_{t-1} = Y_t$ 。

四、参数设定和模型适用性分析

(一) 参数校准与估计

本文将货币政策情形 1 下的模型作为基准模型对参数进行设定, 参数设定主要使用校准和估计两类方法。首先, 根据实际数据或已有研究对部分参数进行校准, 这些参数包括 $\{b, g, a, d, g\}$ 。家庭主观贴现因子 β , 已有文献的取值范围为[0.95, 0.99], 本文取 0.98。根据郭豫媚和陈彦斌(2015)的计算结果, 中国 1996 年第一季度~2009 年第四季度非劳动力与资本因素的年均增长率为 0.04, 调整为季度增长率约为 0.01, 故本文将稳态技术增长率 g 设定为 0.01。 $\{a, d, g\}$ 三个参数值的校准方法是使模型稳态下的消费率(消费与产出之比)、投资率(投资与产出之比)和实际利率与现实经济中的数据相匹配。选取这三个矩条件的考虑如下: 资本产出弹性决定了厂商的生产技术, 是影响投资率的重要参数; 根据稳态方程 $C/Y = 1/g - I/Y$ 可知, 参数 g 对稳态消费率和投资率有重要影响; 根据稳态方程 $r = e^g / b - (1 - d)$, 参数 d 决定着稳态下实际利率水平。本文根据 1996 年第一季度~2009 年第四季度¹⁰中国实际经济数据计算得到消费率、投资率和实际利率分别为 34.7%、33.8% 和 6%。经校准后, $\{a, d, g\}$ 分别取 0.54、0.032 和 1.38, 且在该组参数下模型稳态的消费率、

¹⁰ 本文在对情形 1 的基准模型进行校准与估计时, 采用了 1996 年第一季度~2009 年第四季度的数据, 这主要是因为, 进入 2010 年以后中国货币政策有效性的强度出现了明显下降, 货币政策已逐渐由情形 1 进入情形 2 的阶段。2010 年后, 在金融创新的持续影响下, 人民币贷款占社会融资规模比重较 2010 年以前显著下降, 基本保持在 55%左右的低水平且趋于稳定, 表明数量型货币政策已进入了一个有效性明显不足的阶段, 而此时价格型货币政策框架尚未建立。

投资率和实际利率分别为 36.2%、36.2%和 6.3%，较好地匹配了现实数据。

表 2 参数校准

参数	描述	校准值
β	家庭主观贴现因子	0.98
γ	稳态技术增长率	0.01
α	资本产出弹性	0.54
δ	折旧率	0.032
g	稳态政府支出比率	1.38

然后，运用贝叶斯估计方法估计剩余参数，这些参数包括

$\{t, h, l_f, \log L^{ss}, h, V_p, c, S^n, r_m, f_p^1, f_y^1\}$ 以及 $\{\rho_f, \rho_z, \rho_\mu, \rho_g, \rho_{mp}; \sigma_f, \sigma_z, \sigma_\mu, \sigma_g, \sigma_{mp}\}$ 。本文选取了

1996 年第一季度~2009 年第四季度的产出、消费、投资、通货膨胀率和 M2 数据对模型参数进行贝叶斯估计。为消除数据的季节性和趋势项，本文借鉴 Smets & Wouters (2007) 和 Justiniano et al. (2010) 的数据处理方式，采用 X11 方法对上述观测变量进行季节调整并且采用一阶差分将数据的趋势项去除，经检验差分序列是平稳的。贝叶斯估计的先验分布设定与后验分布结果见表 3。

除基准模型的数量型货币政策有效情形外，其他三种货币政策情形下的参数设定如下。

对于情形 2，除 $\{\rho_\eta, \sigma_\eta\}$ 外的基础参数均采用基准情形下的校准和估计值，并在此基础上采用经处理的 2010 年第一季度~2014 年第四季度的产出、消费、投资和通货膨胀率数据对 $\{\rho_\eta, \sigma_\eta\}$ 进行贝叶斯估计（估计结果见表 4）。对于情形 3， $\{\rho_\eta, \sigma_\eta\}$ 的值采用情形 2 的估计值， f_p^3 和 f_y^3 均取 1，其余参数采用基准情形的校准和估计值。由于预期管理针对通货膨胀和产出进行反应，故先将 ϕ_π^3 和 f_y^3 简单设为 1，在本文后续数值分析中将会对 ϕ_π^3 和 f_y^3 进行调整以考察反应系数变化对预期管理有效性的影响。对于情形 4，货币政策反应系数 ϕ_π^4 和 f_y^4 分别取泰勒规则的经典设定值 1.5 和 0.5，剩余参数均采用基准情形下的设定。

表 3 贝叶斯估计参数

参数	描述	先验设定			后验结果		
		先验分布	均值	标准差	均值	置信区间[10%, 90%]	
τ	价格调整权重	B	0.5	0.15	0.5134	0.2810	0.7664
h	消费习惯程度	B	0.5	0.15	0.7053	0.6080	0.7927
λ_f	稳态价格加成	N	0.15	0.05	0.1575	0.0824	0.2350
$\log L^{ss}$	稳态劳动的对数	N	0	0.5	0.2799	-0.2479	0.9416

η	劳动供给弹性	G	2	0.75	0.2425	0.0676	0.3964
ζ_p	卡尔沃定价参数	B	0.66	0.1	0.6479	0.5425	0.7601
χ	资本开发成本弹性	G	5	1	5.9644	4.8865	6.8263
S''	资本调整成本	G	4	1	2.3218	1.2350	3.4493
ρ_m	货币政策平滑系数	B	0.6	0.2	0.6132	0.4645	0.7587
ϕ_π^1	通胀反应系数	N	1	0.3	1.9172	1.5369	2.1706
f_y^1	产出反应系数	N	0.2	0.05	0.3056	0.2536	0.3602
ρ_f	价格加成冲击系数	B	0.6	0.2	0.6938	0.5526	0.8654
ρ_z	技术冲击系数	B	0.6	0.2	0.0660	0.0137	0.1098
ρ_μ	投资冲击系数	B	0.6	0.2	0.0875	0.0223	0.1577
ρ_g	政府支出冲击系数	B	0.6	0.2	0.1223	0.0430	0.2081
ρ_{mp}	货币政策冲击系数	B	0.6	0.2	0.1518	0.0261	0.2462
σ_f	价格加成冲击标准差	I	0.01	1	0.0241	0.0171	0.0305
σ_z	技术冲击标准差	I	0.05	1	0.0143	0.0116	0.0163
σ_μ	投资冲击标准差	I	0.05	1	0.1453	0.0760	0.2112
σ_g	政府冲击标准差	I	0.05	1	0.0181	0.0149	0.0211
σ_{mp}	货币政策冲击标准差	I	0.05	1	0.0099	0.0086	0.0115

说明：N 代表正态（Normal）分布，B 代表 Beta 分布，G 代表 Gamma 分布，I 代表逆 Gamma 分布

表 4 预期冲击的贝叶斯估计结果

参数	描述	先验设定			后验结果		
		先验分布	均值	标准差	均值	置信区间[10%, 90%]	
r_h	预期误差冲击系数	B	0.6	0.2	0.5288	0.2269	0.8219
σ_η	预期误差冲击标准差	I	0.05	1	0.0098	0.0070	0.0120

（二）模型适用性分析

本文通过对比模型模拟结果与实际经济变量的标准差，检验模型对于刻画中国经济现实和解释中国货币政策有效性的适用性。由于本文基准模型是对 1996 年第一季度～2009 年第四季度中国经济进行匹配，故表 5 中给出的实际经济变量的标准差也为 1996 年第一季度～2009 年第四季度的数值。表 5 的结果表明，除投资外，¹¹模型模拟所得到的消费、M2 和通

¹¹ 投资方差无法匹配的原因在于基于本文对投资和生产函数的相关设定，投资率的稳态条件与投资的方差两个条件无法同时满足，事实上，Justiniano et al.（2010）也存在上述问题。通常，在无法同时满足上述两个条件时应优先满足稳态条件，这是因为如果稳态条件无法匹配，即使动态的方差在数值上匹配上，其对投资动态的刻画也是有偏误的。此外，本文尝试放弃稳态条件而匹配投资的方差，发现 α 需小于 0.17，这与已有研究对资本产出弹性的估计相去甚远。另外，由于现实经济的产出核算中除消费和投资外还包括进出口，而本文模型是封闭模型，故贝叶斯估计使得模型中的投资包含了进出口因素的影响，导致模型中投资方差无法与现实数据较好匹配。

货膨胀的标准差与实际值均十分接近,表明本文模型较好地拟合了中国实际经济状况。

表5 模型标准差与实际经济变量标准差对比

	消费	投资	M2	通货膨胀
模型模拟	1.18	1.46	0.99	0.48
实际经济	1.36	5.23	1.18	0.66

说明:此处的标准差均为相对标准差,即各变量标准差与产出标准差之比

本文模型的一个重要设定是在双失效情形下引入了预期误差冲击,为检验这一设定的合理性与适用性,本文在情形2的模型设定下对2010年第一季度~2014年第四季度产出波动和通货膨胀率波动进行方差分解。表6方差分解结果表明,预期误差冲击是2010年第一季度~2014年第四季度产出和通货膨胀波动的一个重要来源,的确是刻画货币政策有效性下降前后的一个重要冲击。此外,投资冲击是除预期误差冲击外影响产出和通胀波动的第二大冲击,这与中国高投资发展模式下投资是影响经济波动的主要因素的特点相符合,进一步表明本文模型适用于研究中国宏观经济波动。

表6 2010年第一季度~2014年第四季度产出和通胀的方差分解结果(单位:%)

	价格加成冲击	技术冲击	投资冲击	政府支出冲击	预期误差冲击
y	16.16	14.17	27.66	11.06	30.94
ρ	3.47	0.72	14.83	4.13	76.85

五、数值模拟：预期管理的有效性分析

货币政策是应对宏观经济波动的重要手段,因此平抑经济波动的能力是评价货币政策有效性最重要的指标(Barro, 1986; Woodford, 1999; Ball, 1999)。本文将分别运用脉冲响应分析和福利损失分析方法对预期管理进行评价。

(一) 脉冲响应分析

本小节通过比较情形2与情形3两种情形下的脉冲响应,考察预期管理在货币政策双失效时的作用。本文首先考察预期误差冲击的脉冲响应,因为预期误差冲击是货币政策失效后产生的冲击,并且模型适用性分析也表明这一冲击对于解释货币政策有效性下降后的经济波动十分重要。

脉冲响应结果表明,预期管理能够大幅减小经济波动。图2给出了情形2(双失效+无预期管理,虚线)与情形3(双失效+有预期管理,实线)两种情形下,1单位正的预期误差冲击的脉冲响应。如图2虚线所示,无预期管理时,1单位的预期误差冲击产生后产出、消费、投资和通货膨胀率均出现上升,其中产出、投资和通胀的上升幅度尤为明显:产出上

升近 2 个百分点，消费上升约 0.5 个百分点，投资的上升幅度超过了 2 个百分点，通胀上升近 1.2 个百分点。相比之下，若在数量型和价格型货币政策均失效的情况下引入预期管理，则经济波动将会大幅减小。产出、消费和投资的上升幅度分别为 0.3、0.08 和 0.3 个百分点，比没有预期管理时的偏离幅度下降了近 85%；通货膨胀率上升了约 0.6 个百分点，比没有预期管理时的上升幅度减少了 50%。

同时，预期管理还促使经济更快地收敛到稳态，进一步表明预期管理能够有效应对经济波动。无预期管理时，产出、投资和通货膨胀率大约在 8 期左右基本收敛到了稳态，其中消费回归稳态的速度较慢，在 20 期后依然偏离稳态近 0.17 个百分点。然而，引入预期管理后，产出、投资和通胀大约在 5 期就基本回归至稳态水平，其速度比无预期管理时提高了近 40%。

预期管理能够较好平抑预期误差冲击的关键在于预期管理能够逆周期引导通货膨胀预期。当经济中产生正向预期误差冲击后，市场的通货膨胀预期误差会增大，从而推高经济中的通货膨胀。通货膨胀的上升将使利率管制之下厂商的实际投资成本减小，这就刺激厂商增加投资扩大生产。与此同时，当家庭发现经济中的通货膨胀上升后，家庭意识到其手中的货币在未来会加速贬值，故会增加当期消费。在投资和消费的带动下，最终经济体的总产出也上升。这就解释了情形 2 下产出、消费、投资和通货膨胀率出现上升的原因。然而，若央行采用预期管理对产出和通货膨胀的变化做出反应，那么当预期误差冲击推高产出和通货膨胀后，央行会引导预期误差下行以抵消一部分预期误差冲击的影响，从而降低市场中的预期误差。预期误差的下降使得经济中的通货膨胀率下降，进而带动投资、消费和产出回落。因此，当引入预期管理后经济波动幅度会大幅减小且能更快收敛回稳态。

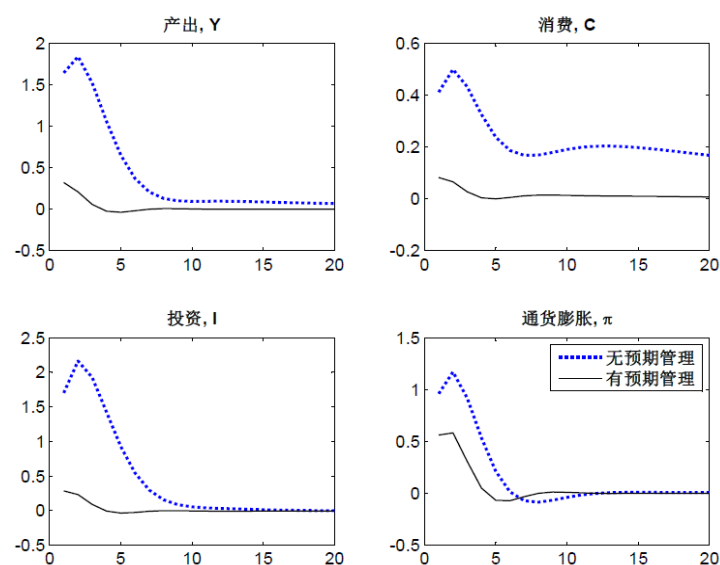
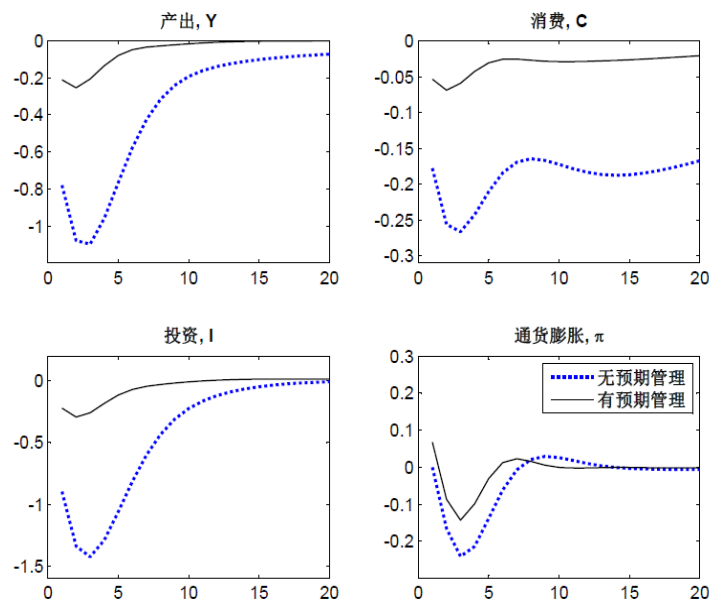


图 2 预期误差冲击的脉冲响应图比较

图3 价格加成冲击的脉冲响应图比较¹²

本文进一步考察了价格加成冲击下预期管理的作用。图3给出了情形2（双失效+无预期管理，虚线）与情形3（双失效+有预期管理，实线）两种情形下1单位正的价格加成冲击的影响。与预期误差冲击下的情况类似，预期管理能够使得经济中的波动大幅减小。在没有预期管理的情况下，价格加成冲击使得产出、消费和投资分别下降了约1.1、0.27和1.4个百分点，通货膨胀率下降近0.25个百分点。而引入预期管理后，产出、消费和投资的降幅明显缩小，降幅仅为没有预期管理时的25%，通货膨胀率也有所下降，降幅约为没有预期管理时的60%。同样地，预期管理也促使经济更快地收敛回稳态，尤其是产出和投资，在有预期管理的情况下大约在8期左右即基本收敛回稳态，而在没有预期管理的情况下经济在20期左右才能收敛到稳态。在价格加成冲击下，产品成本迅速上升，对厂商利润形成了不利影响。厂商利润的减少一方面促使厂商缩减投资，另一方面使得家庭收入随利润降低而减少，于是家庭消费缩减。在这两方面因素的影响下，总需求出现明显收缩，最终导致产出和通胀也出现明显下降。在有预期管理的情况下，面对负产出缺口和通货膨胀率的下降，预期管理会相对地引导市场通货膨胀预期上升。这股正向的通货膨胀预期力量会对投资和消费产生正向的刺激作用，从而减缓价格加成冲击对整体经济产生的影响。

¹² 不同于传统新凯恩斯模型中给出的价格加成冲击的脉冲响应图，此处给出的实际上是价格加成冲击的非预期影响，这是因为在 Farmer et al. (2015) 的框架下无法得到传统意义上包含非预期影响和预期影响的基础冲击脉冲响应。Farmer et al. (2015) 解决不确定性求解问题的方法是引入通胀预期误差。通胀预期误差是基础冲击与预期误差冲击的产物。在没有任何基础冲击的情况下，预期误差的变化完全来自于预期误差冲击，因此该情况下的脉冲响应分析是有效的。但如果要分析基础冲击的脉冲响应，由于基础冲击也会引起预期误差冲击，并且基础冲击对预期误差冲击的影响目前仍无法通过数值求解，因此无法甄别基础冲击与预期误差冲击对预期误差的影响程度的大小。这也就意味着在 Farmer et al. (2015) 框架下的传统基础冲击脉冲响应事实上是基础冲击与预期误差冲击的混合结果，因此所得到的脉冲响应并不能真实反映出基础冲击对宏观变量的影响。解决上述问题的一个办法是仅考虑基础冲击的非预期影响。

上述结论与 Woodford (2005) 和 Campbell et al. (2012) 的结论基本一致, 均肯定了预期管理在提高货币政策有效性方面的积极作用。Woodford (2005) 通过构建一个简化的动态随机一般均衡模型发现, 在利率政策无法起作用时, 通过引导公众提高通货膨胀预期可以减小经济中产出和通胀的波动。Campbell et al. (2012) 通过构建一个中等规模的动态随机一般均衡模型也得到了相似结论, 发现提高通胀预期可以使得产出、核心通胀与人均劳动供给都更接近于目标水平。本文结论与上述研究的不同之处在于对货币政策的刻画更为细致且贴近中国现实。Woodford (2005) 和 Campbell et al. (2012) 中货币政策失效是由于名义利率受到零下界约束, 这是与美国的货币政策问题相联系的, 但这也使得预期管理的作用仅仅在萧条时期名义利率接近于 0 时才得以体现。本文对货币政策失效的考虑则不仅仅局限于价格型的利率政策, 而是通过金融创新与利率管制对数量型和价格型两个方面同时进行刻画, 更贴近中国现实。并且, 在本文框架下所提出的预期管理不仅适用于利率易受到零下限约束的经济萧条情形, 还同时适用于经济过热的情形。

(二) 福利损失分析

在脉冲响应分析的基础上, 本文借鉴 Ball (1999), 进一步使用福利损失分析方法对预期管理的作用进行评估。福利损失函数及其参数设定如下: $L = \text{var}(Y) + m\text{var}(p)$, $m=0.5$ 。据此可计算得到四种情形下的福利损失, 如表 7。

表 7 货币政策有效性的比较

	转型前	转型中		转型后
	数量有效 (情形 1)	双失效		价格有效 (情形 4)
		双失效+无预期管理 (情形 2)	双失效+有预期管理 (情形 3)	
$\text{var}(Y)$	17.52	33.23	20.27	23.63
$\text{var}(p)$	3.97	4.54	2.19	2.33
$L = \text{var}(Y) + 0.5\text{var}(p)$	19.51	35.50	21.37	24.80

数值模拟结果表明, 数量型货币政策或者价格型货币政策只要有一个起作用时, 全社会的福利损失均大幅低于两者均失效的情形。在数量型货币政策有效的情形下, 由产出波动和通胀波动引起的全社会福利损失仅为 19.51 个单位, 在价格型货币政策有效的情形下福利损失仅为 24.80。相比之下, 当经济中的货币政策无法起作用、不能有效平抑经济波动时, 经济中的产出波动和通胀波动均会增加: 在双失效且无预期管理的情形下, 产出波动 (33.23) 和通胀波动 (4.54) 均高于数量有效和价格有效时的情形, 这也进一步导致双失效情形下社会的福利损失 (35.50) 远高于数量有效和价格有效时的福利损失。需要说明的是, 尽管数

值结果表明,数量有效时的福利损失比价格有效时小,但这与当前中国货币政策由数量型转向价格型的改革方向并不矛盾。原因主要有以下两点。第一,数量有效下的福利损失虽然小于价格有效时的福利损失,但其差距并不大,故理论上数量型与价格型货币政策的有效性并无实质性差别。第二,由于金融创新和利率市场化已是必然趋势,数量型货币政策起作用的环境已经一去不复返,因此现实经济难以重回数量型货币政策有效的情形。

更为重要的是,预期管理能够在价格型和数量型货币政策均失效的状况下大幅提高货币政策有效性。如表7所示,若在双失效的情况下引入预期管理,通过引导公众预期来干预市场的投资和消费决策,则产出波动和通胀波动都会出现明显下降。预期管理使得产出波动由33.23下降至20.27,通胀波动由4.54下降至2.19,全社会福利损失由35.50下降至21.37,福利损失降幅接近40%。因此,预期管理在价格型与数量型货币政策均不能发挥作用时能够有效地平抑经济波动,降低全社会福利损失,是一种有效的管理手段。这意味着,在当前货币政策有效性出现明显下降的情况下,央行应该重视预期管理。

在以上数值模拟实验中,预期管理的反应系数被简单地设定为1,即对产出和通胀偏离稳态的水平进行一一对应的反应。然而现实中对预期的引导并不可能如此精确,只能把握预期的方向,故本节将放松反应系数为1的设定,通过改变产出和通胀的反应系数来进一步用福利损失分析方法考察预期管理的有效性。图4给出了基于预期管理系数变化的等福利损失曲线图。横轴和纵轴分别为预期管理对产出和通胀的反应系数。图中每一条曲线都是一条等福利损失曲线,在同一曲线上的所有点对应的福利损失大小均相等,且其福利损失即为曲线上所标注的数字。

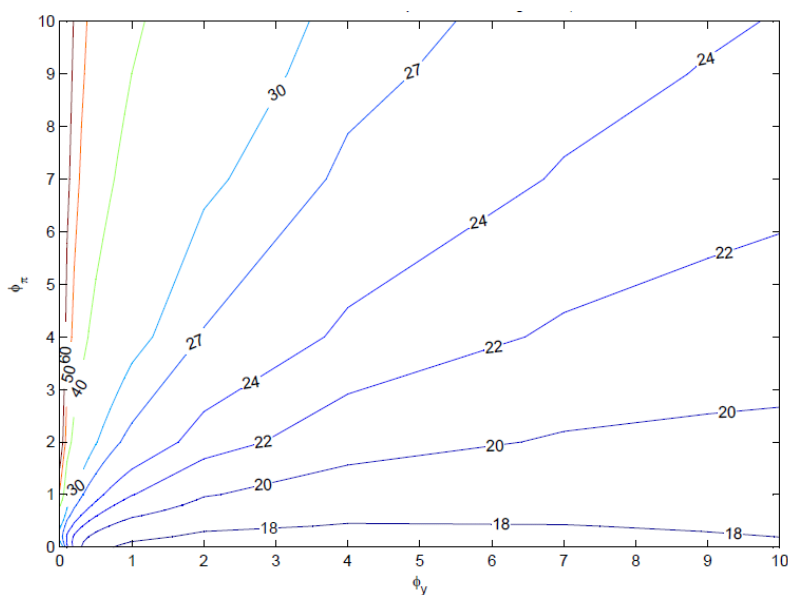


图4 基于预期管理系数变化的等福利损失曲线图

图 4 结果表明,预期管理系数的变化在较大范围内都几乎不会改变本文结论,即预期管理能够在双失效的情况下改善社会福利损失。除了产出反应系数很小且通胀反应系数很大的情形外,在大多数情形下引入预期管理后社会的福利损失相比“双失效+无预期管理”时 35.5 的水平均有不同程度减小。即使产出和通胀的反应系数均小于 0.2,远小于本文基准情形中的设定,社会的福利损失也仅为 30,明显小于无预期管理时的 35.5。这是因为,尽管预期管理的力度随着反应系数的减小而减弱,但相对于没有预期管理而言,预期总能在央行的管理下得到一定程度的修正,使经济波动更小。另外,当产出和通胀的反应系数同时扩大时,预期管理也较好地将福利损失控制在低位。¹³

六、总结与政策含义

本文在一个标准新凯恩斯模型的基础上刻画了数量型和价格型货币政策的双失效特征,并研究了预期管理在货币政策失效时应对经济波动的能力。研究发现,当货币政策失效时,预期管理能够使产出、消费和投资波动幅度下降约 75%~85%,使通货膨胀波动下降近 50%,并能促使经济更快回归到稳态。同时,福利损失分析表明,在货币政策失效的背景下引入预期管理可以使得社会福利损失下降近 40%。

基于上述分析,本文认为在货币政策有效性下降的背景下中国应尤其重视预期管理。然而,当前中国的预期管理还存在很多不足,市场预期较为混乱。例如,2014 年 5 月央行表示对国开行和建设银行进行再贷款,这一政策出台后,市场上形成了两种截然相反的解读。部分人士认为,定向宽松表明央行不会采取总量宽松的货币政策,体现了央行坚持稳健货币政策的态度。但也有许多机构和学者认为,尽管央行反复重申货币政策要保持定力,但定向宽松政策实际上意味着总量宽松政策即将到来。

中国预期管理不足的原因主要在于货币政策最终目标过多、央行与市场沟通的信息不够充分以及央行的信息披露存在较大滞后性。基于此,中国应着重从以下几个方面加强预期管理。第一,进一步明确并减少货币政策调控目标,这有利于形成理性和稳定的预期。在中国复杂的经济运行环境下,当前货币政策应主要以维持合理的经济增速和物价水平为目标来进行相机抉择的调控。第二,拓宽央行与市场沟通的途径,丰富央行与市场沟通的内容,提高货币政策透明度,增加市场在形成预期时可获得的信息。央行与市场进行沟通的途径包括央

¹³ 对于图 4 左上角产出反应系数较小而通胀反应系数较大(或可以理解为通胀反应系数大幅高于产出反应系数)的区域,预期管理反而加大了福利损失,这主要是因为当通胀的反应系数远大于产出的反应系数时,预期管理在应对某些冲击时反而会通过影响通胀预期误差而加剧通胀波动。

行会议纪要、货币政策报告、记者招待会、官员讲话、新闻发布会、专栏文章和央行官员学术研究成果等，内容可以包含央行对未来经济形势的判断、未来货币政策的走势。应尤其注重对货币政策操作进行事前沟通和事后解释，及时公布货币政策相关操作及其意图，避免市场误读。第三，加强央行的研究能力。较强的研究能力是央行进行有效预期管理的前提。这是因为，预期管理理论之所以强调央行与市场的沟通，就是认为央行比市场掌握了更多关于经济运行的信息、对未来经济的走势有更好的判断力。央行的这种优势一部分来源于央行是政府机构的组成部分，具有信息优势，另一部分则来源于央行具有较强的研究能力和专业水平。第四，及时公布重要的货币政策操作及其相关信息，以减少政策滞后性，防止公众误读而产生错误预期。

参考文献

- [1] 卞志村、张义, 2012:《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》,《经济研究》第12期。
- [2] 陈彦斌、陈小亮、陈伟泽, 2014:《利率管制与总需求结构失衡》,《经济研究》第2期。
- [3] 程均丽, 2007:《央行预期管理研究最新进展》,《金融研究》第5期。
- [4] 郭豫媚、陈彦斌, 2015:《中国潜在经济增长率的估算及其政策含义》,《经济学动态》第2期。
- [5] 李宏瑾、钟正生、李晓嘉, 2010:《利率期限结构、通货膨胀预测与实际利率》,《世界经济》第10期。
- [6] 李拉亚, 2011:《预期管理理论模式述评》,《经济学动态》第7期。
- [7] 马文涛, 2014:《预期管理理论的形成、演变与启示》,《经济理论与经济管理》第8期。
- [8] 彭兴韵, 2008:《加强利率机制在中国货币调控中的作用》,《经济学动态》第2期。
- [9] 盛松成、翟春, 2015:《央行与货币供给》, 中国金融出版社。
- [10] 徐亚平, 2006:《货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起》,《经济研究》第8期。
- [11] 徐亚平, 2009:《公众学习、预期引导与货币政策的有效性》,《金融研究》第1期。
- [12] 姚余栋、谭海鸣, 2013:《通胀预期管理和货币政策——基于“新共识”宏观经济模型的分析》,《经济研究》第6期。
- [13] Ball, L. M., 1999, *Policy Rules for Open Economies*, University of Chicago Press.
- [14] Barro, R. J., 1986, “Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 17, No. 1, 3-20.
- [15] Bean, C. R., 2007, “Is There a New Consensus in Monetary Policies”, in P. Arestis, *Is There a New Consensus in Macroeconomics*.
- [16] Bernanke, B. S., 2012, *The Federal Reserve and the Financial Crisis*, Princeton University Press.
- [17] Campbell, J. R., C. L. Evans, J. D. Fisher, A. Justiniano, C. W. Calomiris, and M. Woodford, 2012, “Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-80.
- [18] Cooper, R., and J. L. Willis, 2010, “Coordination of Expectations in the Recent Crisis: Private Actions and Policy Responses”, *Economic Review*, 15-39.
- [19] Eggertsson, G. B., and M. Woodford, 2003, “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 139-211.
- [20] Eggertsson, G. B., 2008, “Great Expectation and the End of the Depression”, *American Economic Review*, Vol. 98, No. 4, 1476-1516.
- [21] Farmer, R. E. A., V. Khrarov, and G. Nicolo, 2015, “Solving and Estimating Indeterminate DSGE Models”,

- Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 54, 17-35.
- [22]Fernández-Villaverde, J., and J. Rubio-Ramirez, 2007, “How Structural are Structural Parameters? ”, NBER Working Paper, No. 13166.
- [23]Friedman, B. M., and K. N. Kuttner, 2010, “Implementation of Monetary Policy: How Do Central Banks Set Interest Rates?”, NBER Working Paper, No. 16165.
- [24]Justiniano, A., G. E. Primiceri, and A. Tambalotti, 2010, “Investment Shocks and Business Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57, No. 2, 132-145.
- [25]Krugman, P. R., 1998, “It’s Baaack: Japan’s Slump and the Return of the Liquidity Trap”, Brooking Panel on Economic Activity.
- [26]Liu, L., and W. Zhang, 2010, “A New Keynesian Model for Analysing Monetary Policy in Mainland China”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 21, No. 6, 540-551.
- [27]McCallum, B. T., 1988, “Robustness Properties of a Rule For Monetary Policy”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 29, 173-204.
- [28]Mishkin, F. S., 2011, “Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis”, Prepared for the ECB Central Banking Conference, “Monetary Policy Revisited: Lessons from the Crisis”, Frankfurt, Nov. 18-19.
- [29]Morris, S., and H. S. Shin, 2002, “Social Value of Public Information”, *American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, 1521-1534.
- [30]Morris, S., and H. S. Shin, 2008, “Coordinating Expectations in Monetary Policy”, Central Banks as Economic Institutions, Edward Elgar.
- [31]Smets, F., and R. Wouters, 2007, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, 586-606.
- [32]Woodford, M., 1999, “Optimal Monetary Policy Inertia”, NBER Working Paper, No. 7261.
- [33]Woodford, M., 2003, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- [34]Woodford, M., 2005, “Central Bank Communication and Policy Effectiveness”, NBER Working Paper, No. 11898.

The Decreasing Effectiveness of China's Monetary Policy and Expectation Management

Guo Yumei Chen Weize Chen Yanbin

Abstract: As the effectiveness of China's monetary policy has decreased, it is difficult to stabilize macro-economy by using monetary policy. This paper builds up a dynamic stochastic general equilibrium model in the presence of expectation error shocks and expectation management policy, to study the performance of expectation management in response to economic fluctuations. The model shows that expectation management policy, by leading counter-cyclical inflationary expectation to market, enables to reduce economic volatility significantly and make economy converge back to steady state faster. Welfare loss analysis implies that expectation management could cause a drop of welfare loss by nearly 40 percent in the context where monetary policy is not effective. Therefore, under current situation with declining effectiveness of monetary policy, China should pay substantial attention to expectation management.

Key Words: Monetary Policy; Expectation Management; Economic Cycle

加入人民币的 SDR 汇率波动:稳定性与代表性的检验

丁剑平¹ 向坚² 蔚立柱³

【摘要】学术界围绕最优货币中介目标的选择,在利率、简单加总货币量、迪维西亚货币量之间争论不休。本文基于 DAG-SVAR 模型,分别对美国、欧元区、英国的银行间隔夜拆借利率 R 、简单加总货币量 $M2$ 、迪维西亚货币量 $D2$ 对物价 P 、产出 Y 影响的相对重要性进行实证比较。结果发现,在美国, $M2$ 对 Y 的影响最大, R 对 P 的影响最大;在欧元区, $D2$ 对 Y 的影响最大, $M2$ 对 P 的影响最大;在英国, $M2$ 对 Y 和 P 的影响都最大。总的来说,若货币最终目标是经济增长,则美国、英国的最优中介目标是简单加总货币量,欧元区的最优中介目标是迪维西亚货币量;若货币最终目标是物价稳定,则美国的最优中介目标是利率,欧元区、英国的最优中介目标是简单加总货币量。由此可见,对于不同的经济体或者不同的货币最终目标,最优中介目标的选择可能有所不同。本文的研究结论在一定程度上是对“利率普遍优于货币量,迪维西亚货币量普遍优于简单加总货币量”学术共识的反向补充。

【关键词】利率;简单加总货币量;迪维西亚货币量;货币中介目标;DAG-SVAR

一、序言:2015 年人民币进入 SDR 成为关注热点

SDR 作为 IMF 储备货币和记账单位诞生于 1969 年,它每隔五年 IMF 都审核一次。这一次过后,下一次则要等到 2020 年。2010 年 IMF 拒绝人民币进入 SDR 的理由是人民币还不能自由可兑换。从 2011 年至 2015 年 3 月全球银行电信协会(SWIFT)的人民币交易量已经排在第五位。60 多个国家央行已经开始投资人民币。事实是人民币已经成为世界上经常使用货币排位第四,根据网上渣打报告预计到 2020 年有 35%的中国贸易是用人民币结算的。

¹ 丁剑平,中国人民大学国际货币研究所学术委员、上海国际金融中心研究院副院长

² 向坚,上海财经大学金融学院博士研究生

³ 蔚立柱,上海财经大学金融学院博士研究生

虽然 SDR 是“纸黄金”还不能直接用于进出口结算支付，但其作用更重要是“网络外部性”⁴，犹如石油用美元来标价一样。SDR 就目前的功能来说主要是作为储备货币的记账单位，如果将来要扩展该功能，则势必将要延伸到对主要商品计价上去，因为商品计价与汇率传导通胀和通缩关系重大，同时这才是实质性挑战美元的地位。国际储备货币的“网络外部性”主要通过计价单位来衡量全球主要商品价值。这将在人们头脑中形成根深蒂固的印象。

早在 2011 年 3 月，20 国集团的南京会议就对人民币未来与国际货币制度进行了讨论。虽然中国在货物进出口贸易规模上位居世界首位，但人民币的地位还远远不尽如意，预测要到 2050 年才能排在美元之后成为第二大国际货币。人民币要成为国际记账单位和价值储存的特别提款权(SDR)的五大货币之一，就目前来说，还有“三大”不可逾越的障碍。拒绝人民币进入 SDR 的理由就是人民币在一定程度还盯住美元。倘若人民币进入 SDR，以此类推，只不过增加了 SDR 篮子里美元的比重。新（后）进入的货币必须与原有的“篮子货币”具有差异性，因此一定程度上与美元挂钩的汇率制度不利于人民币进入这个篮子。二是国际收支长期顺差的人民币意味着汇率不均衡，汇率没有灵活性，若进入 SDR 则会影响其记账单位的准确性，降低 SDR 对全球其他国家的吸引力。三是人民币尚不可以充分可自由兑换，为此在国际外汇市场上没有发挥其应尽的义务。目前所有的金融开放措施，例如 QFII 或 RQFII、自贸区 FT 账户、“沪港通”等都是有限额限制的，这些仅是技术操作层面上的“创新”。

金融开放与货币走向“独立”是同步的。这里的“独立”指的不仅是与上述 SDR 中的构成货币具有差异性，而且有自己的“核心价值”（作者将其定义为独立存在的属性）。拿美元为例，1973 年美元在脱离黄金后转向作为石油的计价货币（标而不盯），主要是因为让美元继续黄金挂钩已经不再符合美国的核心利益。除了“特里芬两难”之外，美国不是主要黄金生产国和消费国，难以控制世界黄金价格。为了获取石油的美元计价权，美国与伊朗以及伊拉克发生冲突，通过霸权获得石油的美元计价权利。更重要的是，美国也拥有大量的石油储藏资源，通过其技术，三个主要的页岩区带贡献了全美 86% 的新增产能，从而对原油进口形成替代，2014 年美国本土原油产量 20 年来首次超过其进口量。美国从供需双向都可以掌控石油价格。全世界大宗商品交易中心大部分在美国，都用美元指数发布。不仅具有指数的“网络外部性”，更重要的大宗商品的需求映射了全球经济周期，当经济周期进入衰退期，对大宗商品的需求减少，单位美元后面的商品反而越多，美元则处于升值期。美元的信用本位是

⁴ Rohlfs (1974) 提出的，网络外部性是需求方规模经济的源泉。当一种产品对消费者的价值随着其他使用者数量增加而增加时，就说这种产品具有网络外部性。Katz 和 Shapiro 在 1985 年对网络外部性进行了较为正式的定义：随着使用同一产品或服务的用户数量变化，每个用户从消费此产品或服务中所获得的效用的变化。

美国获得许多不对称的利益。反面例子则是俄罗斯、印尼等大宗商品生产国，他们自己生产的商品却用美元计价，因此两国深受汇率风险的影响，因为多数情况是两国名义有效汇率与大宗商品价格正相关，与美元指数是负相关（区别只不过是程度差别而已）。由于出口收入减少使得印尼盾在衰退期无力再度盯住美元。一般来说，这类国家资本市场都很脆弱，大量资本抽逃早在意料之中，剧烈的货币贬值预期和即时利率的拉升也无法阻止资本抽逃。主要商品价格与汇率“传导”之间的关系直接影响各国物价稳定等变量。中国应该重视每隔五年的机会，进入 SDR 不仅是“形象”的国际记账单位，更重要的是获得了世界储备资产和未来可能的主要商品价格记账象征，这种隐含的“网络外部性”更为重要。作为国际价值的制定标准者之一比什么都重要。为此，就贸易服务总量来说，中国居于世界第三（此处将欧元区当作一个整体），理应该进入 SDR。一旦成功，各国政府官方储备中就会增加人民币的含量。就目前人民币占世界各国央行的外汇储备比重来说，十分有限，被归类在“其他国家”之中，与美欧不是一个数量级，与英镑和日元也相差甚远。就均值来看，还排在加元和澳元之后（见图 1）。这与中国的国际经济实力极不相称。

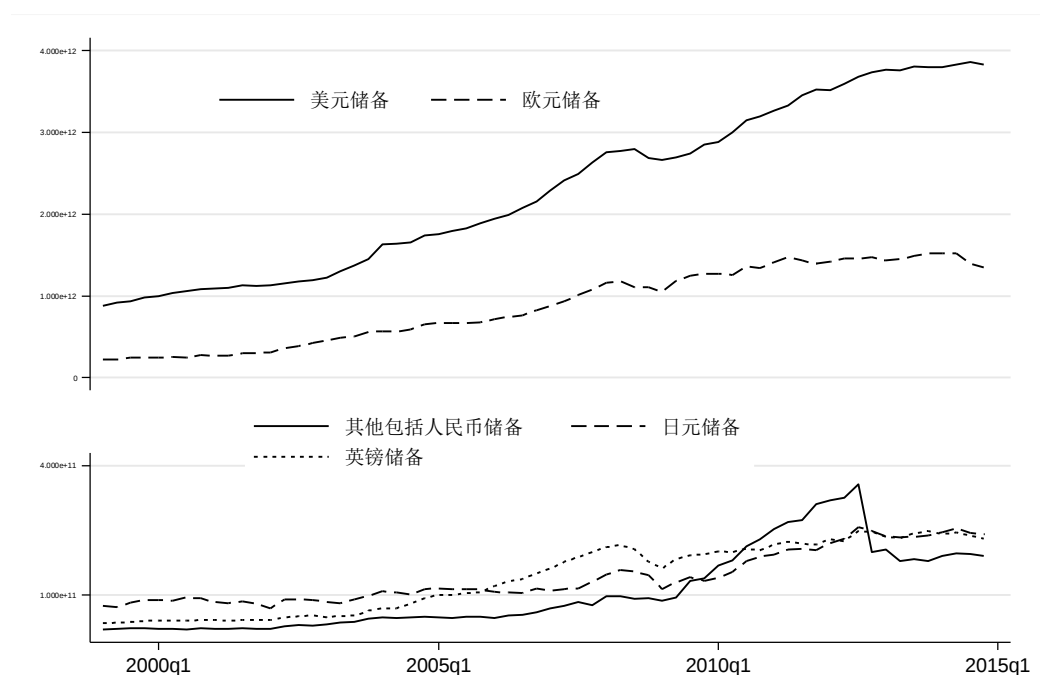


图 1 SDR 等货币在各国央行官方储备中的变化

数据来源：IMF 网站。注释：由于欧元和美元与其他货币不在一个数量级上，纵轴是分为两段的。纵轴单位：美元。

二、文献综述

本文主要是检验加入人民币前后是否使得 SDR 汇率更加具有代表性（与有效汇率 EER 使用效果比较）和记账单位延伸到主要商品上后的稳定性（协方差比较）。在本研究之前尚未从“两个比较”的角度去探讨。

（一）SDR 记账单位功能及扩展

关于 SDR 的记账单位功能在其建立之初就已经明确，International Monetary Fund(2011)在报告中指出 SDR 能在三个方面改进国际货币系统功能：复合型储备资产、记账单位、发行 SDR 计价证券。SDR 的记账单位能够用于定价全球贸易，计价金融资产，盯住主权货币、记账等。SDR 篮子构成提供了比其它货币更稳定的计价单位和价值储存功能，也有助于解决官方和私人部门的汇率波动风险。Michael 和 Ugurlu(1993)就实证分析得出，由于 SDR 是主要货币篮子，所以 SDR 回报的方差最小，是比较稳健的价值储存货币。

在国内学者中，乔依德和徐明棋(2011)认为国际贸易中以本币计值是低效率的，而以 SDR 计值可以在一定程度上避免汇率风险。同时，推动在国际贸易上的 SDR 计值也可以促进 SDR 债券市场的发展，而更具流动性的 SDR 债券市场又可以使 SDR 更具有定价的基础。王信(2011)认为改革国际货币体系，就要发挥 SDR 作为记账单位(unit of account)的作用：用 SDR 作为报告货币，如要求各国国际收支统计以 SDR 表示，用 SDR 进行会计核算；将 SDR 作为国际贸易计价单位；鼓励各国政府、多边开发银行发行 SDR 债券，增加 SDR 资产供给；实行盯住 SDR 的汇率制度，一些国家的国际贸易和投资涉及多种国际货币，它们的货币盯住 SDR 可能比盯住单一货币更优。

进入 20 世纪 90 年代以来，SDR 的发展面临严重困难，其储备资产和计价货币地位正走向衰落。SDR 虽然相对于主权货币更稳定，但其货币职能尚有一定的缺陷：（1）作为计价单位，由于 SDR 种种限制，并未有以 SDR 为锚的国家；（2）现有份额分配和权重也不合理，未考虑新兴国家的影响力，SDR 的稳定性和代表性受到了质疑（祝小兵,2009）。左小蕾(2011)认为 SDR 要承担国际储备货币的职能，可以从三个方面来重新定位实现这一目标：推动 SDR 作为各国汇率的“锚”；强化 SDR 的商品定价的标的定价职能，减少国际贸易中摩擦和损失；把具有主权货币和国际储备货币双重功能的货币的政策调整功能和范围，约束在各自国界之内。总之，如果继续把 SDR 限定在对国际储备资产的记账单位上，不延伸到主要商品的计价上则 SDR 走不远。

（二）SDR 稳定性需要继续充实

这方面的国内外文献较少，尤其使用定量研究方法从 SDR 价值稳定性的角度研究人民币加入 SDR 的文献更少。既存文献都是通过 SDR 汇率波动方面去衡量其稳定性。Susan Pozo (1984)认为 SDR 作为记账单位的吸引力在于 SDR 计价的购买力比单一货币计价的购买力更稳定。在国际贸易中，SDR 最重要的作用就是记账单位，它能高效地使价格比较进行，使汇率风险降低。钱文锐和潘英丽(2013)将人民币加入 SDR 货币篮子，研究得出 SDR 对主要货币的短期波动性减少，也有利于 SDR 价值的长期稳定性；以 SDR 对黄金和石油等大宗商品定价可以与以美元定价时相比有效降低大宗商品价格的波动性。因此，国际货币体系需要人民币加入 SDR，这将有利于提升我国在国际货币体系改革中的战略主动性。刘影(2014)也认为人民币加入 SDR 篮子将使 SDR 更具有代表性。如果将人民币纳入 SDR 篮子货币，其储备货币的作用将大大提升，同时也有利于增加储备货币体系的稳定性。中国等新兴市场国家的货币进入 SDR 篮子，有利于提升新兴市场国家在国际金融领域的话语权，也有助于 SDR 成为超主权储备货币，促进国际货币金融体系朝着公平、公正、有序的方向发展。

此外，赵冉冉(2013)使用蒙特卡洛模拟的方法考察了在多种条件下人民币加入 SDR 前后含有 SDR 的我国外汇储备资产组合的表现。结果表明：人民币加入 SDR 货币篮子后，包含 SDR 的外汇储备资产组合的风险得到了更好的控制，同时在以完成多重任务或国内保值为目标的最优资产组合中，人民币加入 SDR 后 SDR 的占比得到显著提高。这说明 SDR 的经济功能被人民币放大了。此外，SDR 还有违约概率极低及对外汇市场冲击小等优点。因此，人民币加入 SDR 可以为我国提供一种优秀的外汇储备投资工具。这也是人民币加入 SDR 可能给我国带来的最重要的利益之一。

SDR 创立四十多年来，并未发挥其应有的作用，随着 2009 年巨大数额的 SDR 分配和 SDR 计价的金融工具（也称为私人 SDR）的发行鼓励了其计价和定价职能的发展，使 SDR 的吸引力和重要性快速提升(Warren Coats,2011)。国外研究 SDR 稳定性代表性学者是 Agnès Bénassy-Quéré 和 Damien Capell (2012)，他们假定了人民币完全钉住美元和完全自由浮动两种情况，在这两种情况下分别从短期波动和长期汇率偏差来衡量人民币加入 SDR 后的稳定性，通过实证分析，总体来看，人民币加入 SDR 将会减少 SDR 的波动，并随着人民币权重的增加对 SDR 波动的影响会越大。同时，人民币有长期升值趋势，而发达国家货币却可能是趋于贬值，所以通过萨缪尔森效应分析认为人民币的加入有利于稳定 SDR 的价值，增强 SDR 的记账单位和价值储存功能。International Monetary Fund(2011)认为 SDR 最主要的功能是作为储存价值和记账单位，所以 SDR 构成的货币篮子需要相对的稳定，这是 SDR

货币篮子构成最重要的原则。SDR 应调整货币篮子以反映新兴市场货币的影响，尤其是人民币：扩展货币篮子能使 SDR 计价资产的风险降低，加深金融市场深度，提高 SDR 的多元性和代表性，从而增加吸引力。

三、SDR 汇率要扩大代表性

同样是 IMF 的有效汇率（EER）被学者们广泛使用来计算与贸易竞争和大宗商品价格周期的关系。Muhammad Shahbaz et al.,(2015)来甄别石油价格与实际有效汇率之间的逆周期关系。Pau Rabanal,Juan F. Rubio-Ramirez(2012)也试图用有效汇率探讨商业周期。Menzie D. Chinn (2002)用有效汇率分析太平洋沿岸地区国家的汇率是否高估、劳动生产力差别、贸易流传递的价格冲击以及竞争性贬值的效应。可见使用有效汇率的研究举不胜举。相反使用 IMF 的 SDR 汇率甚少。在设立 SDR 汇率当初就有学者提出 5 年一次根据 4 种货币国际交易权重的汇率很难与其余大多数贸易伙伴国实际货币交易相匹配。为此 SDR 的实用价值很低。它很难与 IMF 公布的有效汇率（EER）相提并论。有效汇率的贸易地理方向很强，比较能够细腻地刻画出各国货币相对其贸易伙伴国竞争力变化。为此该汇率被各国普遍接受和使用。然而其弱点是板块（贸易地理方向）效应太强，共同的“第三”市场效应相对较弱。倘若世界几个贸易大国都进入 SDR，一定可以增加其全球汇率的代表性，同时可以弥补 SDR 汇率不被使用的不足。

显然，当前文献大多集中于人民币加入 SDR 的可行性、意义、必要性、局限性的角度，鲜有从假设人民币已经进入 SDR 后的影响角度考察效果。因此，在 IMF 将就人民币是否纳入 SDR 做出决定之际，本文已从假设人民币已经进入 SDR 后的影响角度考察效果，突出全球贸易占比原则设定 SDR 货币权重，检验了 SDR 有无人民币前后的汇率波动，并通过扩展对世界主要商品价格计价功能和作为与主要贸易国货币的相关性指数，使得 SDR 更有全球记账单位的代表性。

三、突出全球贸易占比原则来设定 SDR 货币权重

在黄金非货币化后，美元对大宗商品的姿态是“标而不盯”，这予以美国更大的灵活度。尽管如此，美元与主要大宗商品价格波动还是根据美国自身的需要有所调整。作为衡量商品的价格尺度载体，其自身平稳性攸关重要。否则会加重“投机”操作。各国央行在稳定物价目标中，为了避免通胀或通缩的国际传递中汇率也扮演着重要角色。作为国际储备的记账单位

SDR，不能只是停留在对储备资产的记账功能上，未来要走向对全球主要商品的计价上。为此本文比较了原来的四国，再加上中国的实体经济的比较（占世界贸易交易量和 GDP）。

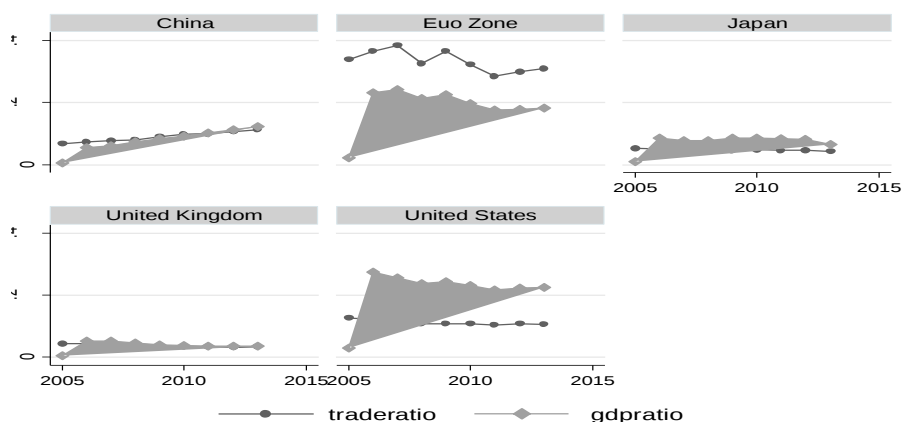


图2 五国在世界贸易额和 GDP 的占比

统计资料来源：IMF 数据库/世界银行-世界发展指标数据库（WDI online）

<http://www.imf.org/external/np/fin/ert/GUI/Pages;>

注：其中 traderatio 表示该国的世界贸易额占比；gdpratio 表示该国的 GDP 占比。

图2从增长速度来看，唯有中国处于上升趋势。中国已经超过日本和英国进入第三位。中国贸易与 GDP 是高度匹配的。相反，美国的 GDP 占比远远大于贸易总额，从另一个角度可以解读为美国金融市场和服务的效率更高，而这也解释为与泡沫有关。欧元区则相反，不仅内部贸易和对外贸易总额都是全球第一，GDP 占比低于贸易额占比也说明了泡沫不严重。再从进出口数据分析：中国的进出口额占比都还是趋于上升，除了美国之外，其他四国都基本维持着进出口贸易平衡。似乎美国为了提供世界的流动性，采取了类似“特里芬两难”的通过进口来支持美元的海外扩张。

如果根据历次 SDR 篮子货币调整原则之一，该货币发行国商品和服务出口在过去五年内名列前茅，则应该加入中国因素，否则 SDR 没有全球衡量价值的代表性。由于 IMF 没有公开贸易、储备、外汇交易量三大类的具体比重，本研究就暂且采用各自占一半来匡算。由于没有中国占官方储备的数据，为此表1只是使用了贸易和外汇交易权重。

表1 根据2013年五个国家外贸额、汇市交易额占世界比重估算的特别提款权比例

权重	人民币	美元	日元	欧元	英镑
对外贸易额占比		0.2156	0.0854	0.6330	0.0660
	0.1866	0.1754	0.0695	0.5148	0.0537
汇市交易额占比		0.5605	0.1483	0.2151	0.0760
	0.0142	0.5525	0.1462	0.2121	0.0750
外贸+汇市权重占比		0.3880	0.1169	0.4241	0.0710
	0.1004	0.3640	0.1079	0.3634	0.0643

比较 2011 年至 2015 年国际货币基金组织设定的 SDR 权重

	0.4190	0.0940	0.3740	0.1130
--	--------	--------	--------	--------

资料来源：同上。

根据表 1，中国的全球贸易额占比已经超过美国，位于世界第二。并且中国的贸易额占比的攀升与人民币升值相匹配，这意味着中国没有采取“外汇倾销”，即通过货币贬值来占领世界市场。

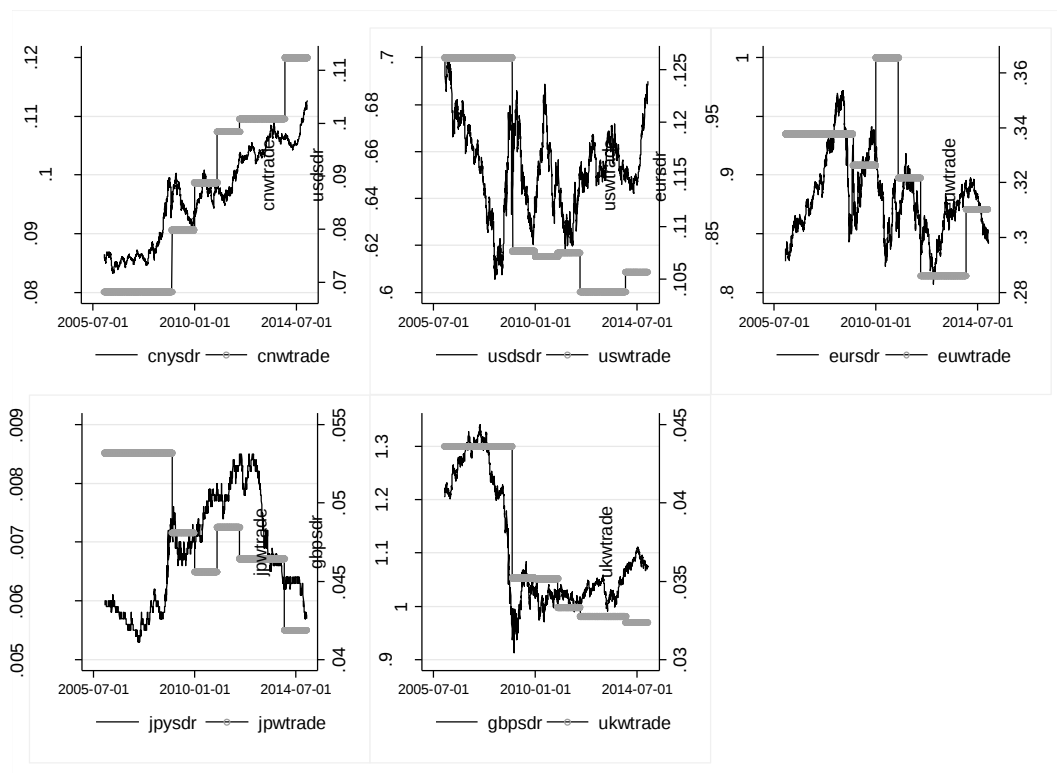


图 3 五国本币标价的 SDR 汇率与其在世界贸易额的占比

注：左纵轴表示本币标价的 SDR 汇率；右纵轴表示该国在世界贸易总额中的占比。上图左边开始为中国、美国、欧元区；下图左边开始是日本、英国。

数据来源：同上。

从图 3 可以清晰地发现各国世界贸易占比和与 SDR 汇率之间的关系。一般来说是同步的（反映了贸易竞争力）。中国是同步上升，英国、日本和欧盟是同步下降。其中欧盟是“小步下台阶”，英国是一大步下台阶。美国和日本在 2008 年雷曼倒闭金融危机后发生了结构性变化，两国的共同点是世界贸易占比下降，不同点是美元虽然震荡，但还能维持其价值稳定，日元则显示出弱势，一路走低。

既然 SDR 是国际储备的记账单位，SDR 汇率功能究竟体现在哪些方面？各国货币兑换 SDR 的汇率是否对实体经济产生影响？本文试图通过占世界贸易额权重的假设变化后的 SDR 探讨其功能。其与主要商品价格间的协方差、其与目前普遍使用的有效汇率内在关联

度。

四、经验模型证明：SDR 构成货币需要扩容

（一）SDR 波动与主要商品波动的协方差：增加人民币后的效应

随着科技革命，世界经济增长，世界货币记账单位应该更加有实体经济作为基础支持。世界主要商品价格也会随着新的发现（替代品）发生价格波动。作为国际衡量商品价格的记账单位的 SDR 应该自身方差与其他商品的方差相对小才是。在概率论和统计学中，协方差用于衡量两个变量的总体误差。而方差是协方差的一种特殊情况，即当两个变量是相同的情况。协方差表示的是两个变量总体误差的期望。为此本文将包括人民币汇率波动表示的 SDR 与没有包括人民币波动的 SDR 进行了比较。比较方法如下：

首先取五种货币的波动率，再根据五个国家的世界贸易占比来设定权重。

$$V_{it} = \ln \left(\frac{S_{it}}{S_{it-1}} \right) \quad (1)$$

$$E_t = w_1 V_{1t} + w_2 V_{2t} + \cdots + w_m V_{mt} \quad (2)$$

$$E_t = \sum_{i=1}^m w_i V_{it} \quad (3)$$

$$i = 1 \cdots 5$$

（国家包括中国、美国、欧盟、日本、英国）

$$t = 2005/12/30 \cdots 2014/12/24$$

V 表示构成货币中每种货币的汇率波动，S 表示即期汇价，E 表示 SDR 汇率，w 表示在全球贸易占比（根据表 1 获得）。

假定人民币在加入 SDR 后仍然按照以往的波动惯性，我们的研究旨在比较加入人民币前后，SDR 与主要大宗商品的协方差是否缩小？如果缩小了，那么就可以断定人民币进入 SDR 有助于减少世界主要商品价格与记账货币之间的协方差。主要商品价格平稳有助于实体经济融资和匡算成本。计算所得的协方差矩阵如下。

表 2 根据三类权重加入人民币后的 SDR 与大宗商品价格方差矩阵

	贸易权重占比		汇市交易额权重占比		贸易+汇市权重占比	
	有人民币	无人民币	有人民币	无人民币	有人民币	无人民币
有人民币	0.0000019		0.0000026		0.0000013	
无人民币	0.0000025	0.0000036	0.0000026	0.0000026	0.0000014	0.0000015
黄金	0.0000025	0.0000056	-0.0000042	-0.0000041	-0.0000009	0.0000007
石油	0.0000050	0.0000082	-0.0000035	-0.0000034	0.0000008	0.0000024
天然气	0.0000044	0.0000067	-0.0000026	-0.0000025	0.0000009	0.0000021

数据来源：彭博网, Bloomberg。

注释：黄金：以美元计价的伦敦现货黄金；石油：布伦特原油现货价(FOB 欧洲)；天然气：亨利中心交割天然气现货价。

从表 2 可以看到加入人民币后的 SDR 可以减少与黄金价格波动之间的协方差 44%；减少石油价格波动之间的协方差 61%；以及天然气价格波动之间的协方差 65%。就主要商品的自身协方差来看，最大的是天然气、其次是石油、最小的是黄金。那些认为人民币加入到 SDR，相对扩大了美元的权重。他们的逻辑是：大部分商品又用美元标价，加入人民币后 SDR 自然而然与大宗商品价格波动的协方差就会减少，事实上并非如此，通过与 SDR 中的其他货币比较，人民币与美元汇率的协方差还是相对比较大的。

（二）SDR 汇率不如有效汇率(effective exchange rate)的使用广泛：SDR 需要扩容

尽管 IMF 和彭博数据库公布 SDR 汇率，但学界和业界的研究中很少使用 SDR 汇率进行分析。最多的还是使用有效汇率。也就是说目前四种货币构成的 SDR 还缺乏代表性。有效汇率是一种以某个变量为权重计算的加权平均汇率指数，它指报告期一国货币对各个样本国货币的汇率以选定的变量为权数计算出的与基期汇率之比的加权平均汇率之和。通常可以一国与样本国双边贸易额占该国对所有样本国全部对外贸易额比重为权数。有效汇率是一个非常重要的经济指标，以贸易比重为权数计算的有效汇率所反映的是一国货币汇率在国际贸易中的总体竞争力和总体波动幅度。

$$neer = \sum_{i=1}^n x_i er_i \quad (4)$$

neer 指有效汇率； er_i 是该国汇率与第 i 个国家的货币之间的双边汇率； x_i 是第 i 个国家在该国对外贸易中的权重。实际上 SDR 汇率不如有效汇率具有代表性。在篮子货币种类上是 4 种对 n 种，不是在一个数量级。扩充 SDR 篮子货币势在必行，使得 SDR 汇率至少代表与主要贸易对象国的关联度。

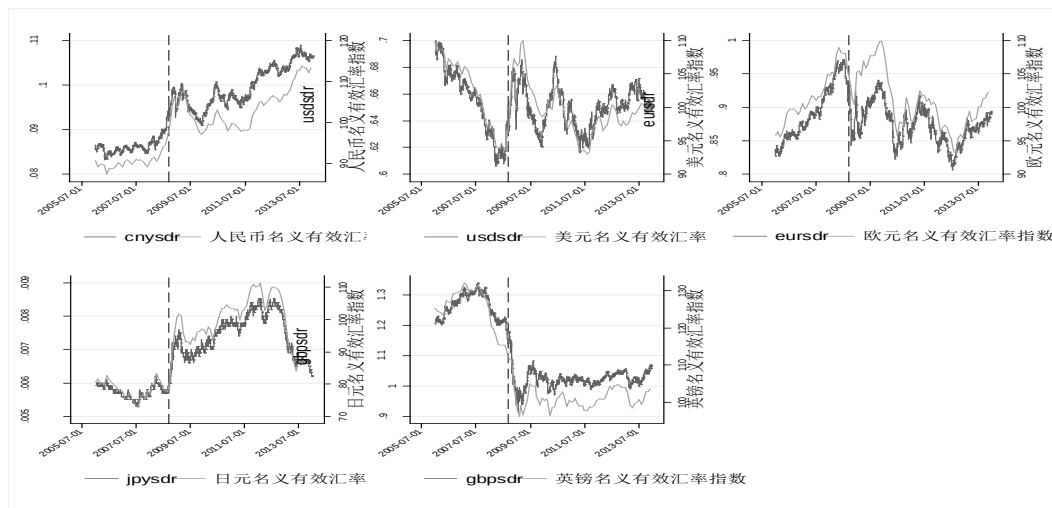


图4 SDR 汇率与名义有效汇率的比较图

数据来源：同上；注释：纵（轴）虚线代表雷曼倒闭的金融危机。

从图4可以看出，SDR汇率与名义有效汇率波动的趋势线相仿。两者时而分离，时而收敛。但危机时候基本上是收敛的。也就是说美国的金融危机不仅影响SDR货币构成国家，而且还影响SDR之外的国家。但就其波动率来说，两者并非相同。本部分的研究方法主要借鉴Frankel和Wei(1994,2007)的研究方法，并适当参考Subramanian和Kessler(2012)的研究结论，他们指出盯住一篮子货币的国家通常并不公布其外汇储备中的货币构成及占比，但可以从该国货币汇率的日均波动与其它主要国际货币汇率波动的关系中测算出来。本文测算的模型设定如下。

$$Vneer_{it}^n = \alpha_{it} + \beta_{it} Vsd r_{it}^4 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

根据式(5)，本文进行时间序列和面板回归，结果如表3

表3 名义有效汇率波动中的SDR波动的成分

名义汇率 neer	系数 b*sdr	截距 C*sdr	观察值 Obs	R ²
人民币	0.0324994	0.0001053	2113	0.0202
美元	0.0291678	-0.0000423	2113	0.0148
欧元	0.0234709	0.0000359	2113	0.0162
英镑	0.0206814	-0.0000827	2113	0.0119
日元	0.0134479	0.00000947	2113	0.0068
以下是面板数据回归				
有中国	0.0188654	0.00000711	11775	0.0107
无中国	0.0175345	-0.0000208	9420	0.0097

从表3结果可以看出，在各自的有效汇率波动中，中国与SDR货币构成国货币波动的关系高于其他SDR货币构成国。最低的是日本。在面板数据回归中，有中国的SDR波动与有效

汇率关系同样高于没有中国的。但所有的回归都留下了较大的残差项（ R^2 比较低）。从残差中我们可以知道解释变量与被解释变量之间的周期性和干扰，残差是指依变项的观察值与预测值之间的差距。如果图形呈现循环状（如 $\sin$ 或 $\cos$ 的曲线分布状）或随着时间顺序呈现某种规则分布时，则表示“独立性”假定被违反；如果图形呈现一种随机和水平分布的状态时，则表示回归分析的三种基本假定（即等分散性、独立性、常态性）大致可以获得满足。这说明 SDR 如果继续维持四种货币构成的话，其作为国际储备货币的代表性大大降低。即便是 SDR 货币构成国-日元汇率在回归后的残差项也是最大的（见图 5-1 至图 5-2）。这也证实了 SDR 货币构成的扩容应该推进。透过上述这些残差分布图，我们可以目测方式，判断回归分析的三种基本假定是否已被违反，以决定是否要采取何种补救或矫正的措施，降低预测的误差。

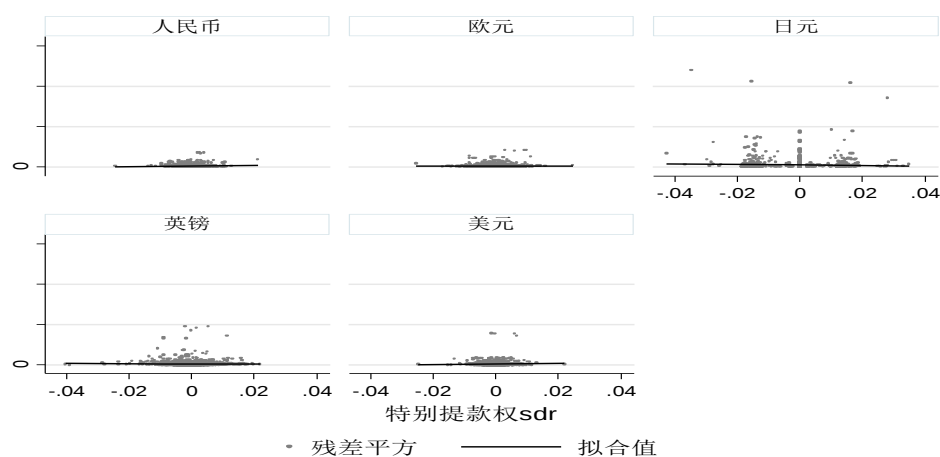


图 5-1 回归后的残差与 SDR 汇率拟合图

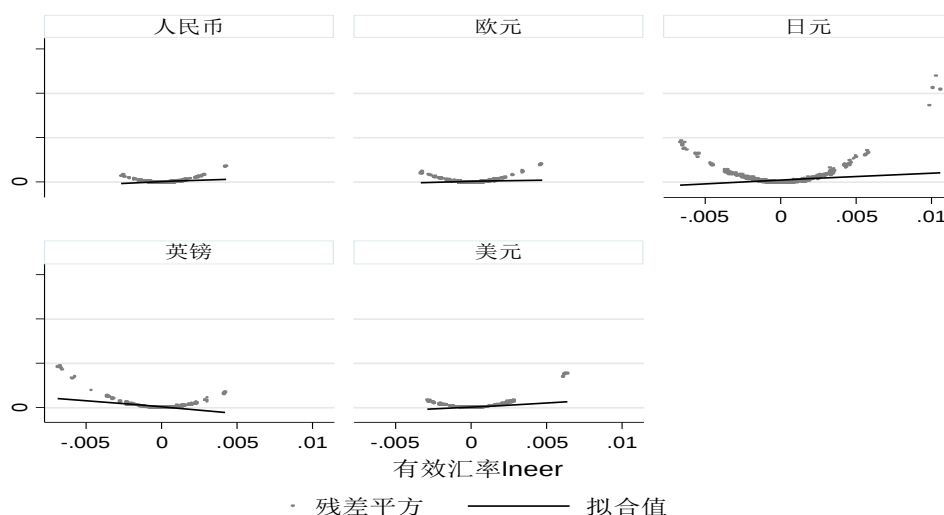


图 5-2 回归后的残差与名义有效汇率拟合图

从上图可以清晰地看到：有效汇率与残差还有待进一步解释的空间，而 SDR 与残差之间无趋势拟合可言。人民币、欧元和美元三类货币显示出大国特征，英镑和日元自身不稳定，

尤其是日元，残差最大。

IMF 要让 SDR 汇率普遍使用，就必须提高其代表性，在扩容中要将各国贸易权重放在首要考虑范围。这样可以将 SDR 与有效汇率的功能区分开来，将世界大多数国家进出口的主要市场作为 SDR 的构成，不同区域板块作为有效汇率的货币构成。

五、结 论

2014 年，在世界各国中，中国对外服务贸易进出口总额为世界第二位。；环球银行金融电信协会（SWIFT）2015 年 1 月 28 日发布报告称，2014 年 11 月，人民币已经取代加拿大元和澳元成为全球第五大支付结算货币。此外，人民币还成为了全球第九大外汇交易货币和第七大储备货币，超过欧元成为全球第二大贸易投资货币。；正朝着投资和储备货币方向努力，加入 SDR 有利于人民币在国际储备货币中的“网络外部性”的提高。作为国际金融机构的 IMF 的记账单位 SDR，将来也需要扩展其实际运用功能，要逐步推广到对全球主要商品的计价上去。本研究利用 2013 年度的中国占全球贸易总额的变量，比较了有人民币因素的 SDR 和无人民币因素的 SDR，它们与大宗商品价格之间的协方差，发现加入人民币后的 SDR 可以减少与黄金价格波动协方差的 44%；减少与石油价格波动协方差的 61%；以及与天然气价格波动协方差 65%。IMF 要继续突出原有的 SDR 货币选择原则（该国的商品和服务出口值是全球最大之一），不能随意改变规则和突出其他规则。

SDR 汇率使用较少的主要原因是其代表性较差，远远不如有效汇率在业界和学术界那样使用广泛。有效汇率不仅显示了与贸易伙伴国的汇率关系，而且与商业周期关系密切。而 SDR 由于存在严重缺损，残差较大。虽然两者在功能上不同，但 SDR 货币的代表性较差是显而易见的。加入人民币的 SDR 提高了其与有效汇率的关联度。这也有助于各国更多使用 SDR 汇率来分析他们与世界公认的主要贸易国的货币关系。

目前 SDR 的作用只是在国际储备资产的记账上，远远不能发挥其世界货币的职能，若要拓展到对世界主要货币的计价上则会直接挑战美国的霸主地位。在此过程中，人民币进入 SDR 有利于中国因素的“网络外部性”，对 SDR 自身来说则更具有世界货币的代表性，SDR 汇率的使用率也会大大提高。为此 SDR 需要扩容代表性货币。

参考文献

- [1] A Survey and Applications to East Asia. SSRN ELECTRONIC JOURNAL.MAY 2002.
- [2] Agnès Bénassy-Quéré, Damien Capelle. On the Inclusion of the Chinese Renminbi in the SDR Basket[R].CESIFO WORKING PAPER, 2012.
- [3] Frankel J A, Wei S J. Yen bloc or dollar bloc? Exchange rate policies of the East Asian economies[M]//Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows, NBER-EASE Volume 3. University of Chicago Press, 1994: 295-333.
- [4] International Monetary Fund. Enhancing International Monetary Stability—A Role for the SDR? [R]. Washington, DC, 2011.
- [5] Menzie D. Chinn. The Measurement of Real Effective Exchange Rates: A Survey and Applications to East Asia. SSRN ELECTRONIC JOURNAL.MAY 2002.
- [6] Michael G. Papaioannou, T. Ugrul, T. Emel. Portfolio Performance of the SDR and Reserve currencies[J]. IMF Staff Papers, 1993: 663-679.
- [7] Muhammad Shahbaz, Aviral Tiwari and Mohammad Iqbal Tahir. Analyzing time-frequency relationship between oil price and exchange rate in Pakistan through wavelets. Journal of Applied Statistics. 04/2015; 42(4).
- [8] Pau Rabanal, Juan F. Rubio-Ramirez. Can International Macroeconomic Models Explain Low-Frequency Movements of Real Exchange Rates? IMF Working Paper No. 12/13, January 01, 2012.
- [9] Subramanian A, Kessler M. The renminbi bloc is here: Asia down, rest of the world to go?[R]. Washington, DC: Peterson Institute for International Economics, 2012.
- [10] Susan Pozo. Composition, Variability of the SDR [J]. The Review of Economics and Statistics, 1984: 308-314.
- [11] Warren Coats. The case for a real SDR currency board[J]. Central Banking, 2011:31-40.
- [12] 刘影. 人民币加入 SDR 问题研究[J]. 区域金融研究, 2014(1): 34-40.
- [13] 钱文锐, 潘英丽. SDR 需要人民币: 基于 SDR 定值稳定性的研究[J]. 世界经济研究, 2013(1):3-9.
- [14] 乔依德, 徐明棋. 加强 SDR 在国际货币体系中的地位 and 作用[J]. 国际经济评论, 2011: 52-65.
- [15] 王信. 改革国际货币体系、进一步发挥 SDR 作用的前景分析[J], 外交评论, 2011(3):33-42.
- [16] 赵冉冉. 人民币国际化背景下我国推动人民币加入 SDR 的动机及路径[J]. 国际金融研究, 2013(3): 49-57.
- [17] 祝小兵. 国际货币基金组织的改革动因及目标评述[J], 世界经济研究, 2009(06):26-30.
- [18] 左小蕾. SDR 新职能定位的三大原则[J], 上海国资, 2011(04):18.

Volatility of SDR with and without RMB: Test of its Stability and Representativeness

Jiangping DING, Jian XIANG, Lizhu YU

Abstract: The SDR, as an account unit of international reserve by IMF, should qualify stability and representativeness for itself. It might also extend its function to the price of staple commodities as a unit of account of the international currency. Firstly, this paper finds that covariance has been minimized between volatility of SDR and the staple commodities after RMB has been included into the SDR using China's share of total global trade. The covariance is almost reduced by half in comparison with the SDR without RMB. Secondly, the regression is done to SDR volatility against the effective exchange rate across the countries. Although both shares the same trend, the SDR explains a little of the effective exchange rate. The residuals tell not only small proportion of the SDR in the effective exchange rates, but also the urgent need of those representative currencies being included into the SDR. The possibility of RMB into SDR will help promote its international reserve currency status via "network externality", in the same time the SDR will be more widely accepted as the international unit of account and acknowledged as the representative currency through its quotation of staple commodities and its relation with the effective exchange rate.

Key Words: SDR, RMB(CNY), Stability and Representativeness, Function of International Currency.

央行如何实现汇率政策目标 ——基于在岸--离岸人民币汇率联动的研究¹

王芳² 甘静芸³ 钱宗鑫⁴ 何青⁵

【摘要】本文采用门限误差修正模型，将外汇市场 2010 年 11 月至 2015 年 11 月期间在岸与离岸人民币汇率联动关系划分到两个区制。作者发现：(1)当在岸-离岸汇差小于门限值时，市场处于“均衡区制”，在岸汇率对离岸汇率具有引导作用，市场自我调节机制重建长期均衡关系速度较快。(2)当在岸-离岸汇差大于门限值时，市场处于“偏离区制”，离岸汇率呈现均值回归特征，在岸市场呈现“追涨杀跌”特征，人民币汇率失衡严重。在岸市场的投机性使汇差进一步扩大，通过市场机制重建长期均衡关系需要的时间更长。(3)若中央银行以维持外汇市场“均衡区制”作为汇率政策目标，有效推动“偏离区制”向“均衡区制”回归，则可引导市场预期，使市场自我调节机制更好地发挥作用。

【关键词】离岸汇率；在岸汇率；联动机制

一、引言

随着人民币国际化程度不断提高，离岸市场人民币业务得到了迅速发展。截至 2015 年年底，离岸人民币存款规模已经接近 2 万亿。近期，人民币离岸与在岸汇率出现明显汇价差，在各方力量的角逐中，人民币汇率的大幅波动不仅对国内金融稳定形成了挑战，也对周边市场构成较大的压力。于是，人民币未来走势，央行是否干预以及如何干预外汇市场成为当前的焦点。央行制定怎样的汇率政策目标以及如何实现其汇率政策目标？这是两个亟待解决的重要问题。第一个问题是如何判定与中央银行最优货币政策目标一致的均衡汇率水平。第二个问题是在央行对最优货币政策对应的均衡汇率水平有准确判断的情况下，如何去实现这个汇率目标。在人民币存在在岸与离岸两个市场的情况下，深入了解人民币汇率变动的动态

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论坛，编号 IMI Working Papers No.1612

² 王芳，中国人民大学国际货币研究所研究员，副教授，中国人民大学财政金融学院

³ 甘静芸，硕士研究生，中国人民大学财政金融学院

⁴ 钱宗鑫，中国人民大学国际货币研究所研究员，讲师，中国人民大学财政金融学院

⁵ 何青，中国人民大学国际货币研究所研究员，教授，中国人民大学财政金融学院

特征,厘清在岸和离岸人民币汇率的动态传导机制,对于解决第二个问题十分重要。本文研究的侧重点在第二个问题上。

关于境内外不同市场人民币汇率相关问题的研究,以往主要集中在两个方面:一是离岸与在岸人民币外汇市场的价格形成问题,二是离岸-在岸人民币汇率的联动效应(包括价格联动和波动传导效应)问题。如:潘慧峰等(2009)分析了人民币远期市场的定价权归属及其稳定性问题,发现 NDF 市场享有定价权。朱钧钧和刘文财(2012)分析了离岸与在岸人民币即期汇率的价格发现能力,结果显示在岸人民币汇率拥有 90%的价格发现贡献度。伍戈和裴诚(2012)运用 AR-GARCH 模型等定量分析方法,发现在岸汇率对离岸汇率具有引导作用,在岸市场在人民币汇率定价上具备主动性。Ding et al.(2014)研究了离岸汇率的价格形成机制。关于离岸与在岸人民币汇率传导关系的研究主要是在香港即期汇率定盘价出现以后。Cheung Y. W. and Rime D (2014) 通过构建 CNH 与 CNY 的 VECM 模型,得出离岸汇率对在岸人民币汇率有较大影响,并且对人民币中间价有显著的预测作用。Maziad and Kang (2012)则把离岸与在岸市场的远期汇率作为解释变量纳入考虑,认为在岸市场通过即期汇率影响离岸市场,而离岸市场的远期汇率对于在岸远期汇率有很强的预测力。Funke et al.(2015)利用 GARCH 模型研究离岸与在岸人民币汇率的价差,发现离岸与在岸市场的流动性水平差异是价差水平的重要决定因素,全球风险偏好的增大会加大汇率价差的波动性,而允许跨境资本流动的措施会显著减少两个市场的汇率价差。

然而,现有的文献较少考虑到离岸与在岸人民币汇率在汇价差增大时的结构性变换,关于汇价差估计以及影响因素的测量都是基于线性模型进行的。汇率价差大小对离岸和在岸人民币汇率的影响是否存在结构性的区制转换,对于预测汇率以及调控汇率的政策工具选择尤为重要。事实上,我们的实证结果显示,离岸与在岸人民币汇率的联动机制可以被划分为“均衡区制”和“偏离区制”。在“均衡区制”下,政府可以更多依赖市场调节来重建离岸与在岸人民币汇率的长期均衡关系。如果两个市场同时出现人民币高估或者低估的现象,也可以利用离岸与在岸市场的联动性,通过对在岸市场的调控,传导到全市场。而在“偏离区制”下,在岸汇率对离岸汇率的引导作用减弱,且市场重建离岸-在岸汇率长期均衡关系所需时间大幅度增加,汇率失衡问题更加严重。因此,央行的汇市调控政策应该要区分不同区制才能达到好的效果。在“偏离区制”下的主要政策目标应该是推动市场重回“均衡区制”,以促进市场自发调节机制更好地发挥作用。

本文采用门限误差修正模型估计离岸与在岸人民币汇率的影响因素以及联动效应。我们

采用 Hansen and Seo (2002) 的方法估计门限向量误差修正模型。这一方法可以检验离岸与在岸汇率联动关系是否存在结构性的区制转换。我们发现了显著的区制变化，当处于“均衡区制”时，在岸汇率对离岸汇率有较强的引导作用，市场调节可以重建离岸与在岸市场汇率的长期均衡关系。而当离岸与在岸汇率价差较大时，经济处于“偏离区制”，在岸汇率失去引导作用，离岸市场表现出均值回归特性而在岸汇率的反应则是“追涨杀跌”。除此之外，当离岸与在岸汇率处于“偏离区制”时，资本流动压力加大，政策因素对汇率的作用加强。

本文第二部分介绍了离岸人民币市场的发展以及离岸汇率与在岸汇率的基本情况；第三部分重点介绍本文使用的门限误差修正模型；第四部分对数据进行详尽介绍，并用线性 VECM 初步分析离岸与在岸汇率关系；第五部分采用门限 VECM 分析不同区制下离岸与在岸人民币汇率及其影响因素的变化；第六部分给出结论。

二、在岸与离岸人民币汇率差异

最早的人民币离岸市场是香港人民币离岸市场。在 2004 年 2 月 24 日，香港合格银行开始经营人民币个人业务，这被认为是离岸人民币业务的开端。继香港之后，伦敦、新加坡、台湾地区也纷纷开始建立人民币离岸市场，随着人民币离岸市场的成熟与完善，越来越多的人民币交易在离岸市场上完成，形成了人民币离岸汇率。由于香港人民币离岸市场的业务占比达到 72.4%，是最重要的人民币离岸市场，因此我们的实证研究采用香港市场人民币兑美元的名义汇率数据。

由于我国资本账户没有完全开放，离岸人民币与在岸人民币是两个不完全统一的市场，两个市场参与者、资产流动性、价格形成机制等不同会造成人民币汇价的决定因素不一致。离岸汇率与在岸汇率的价差长期存在。下图 1 为离岸与在岸人民币汇率变化图，可以看到离岸人民币与在岸人民币走势相同，但价差长期存在，且波动性较大。

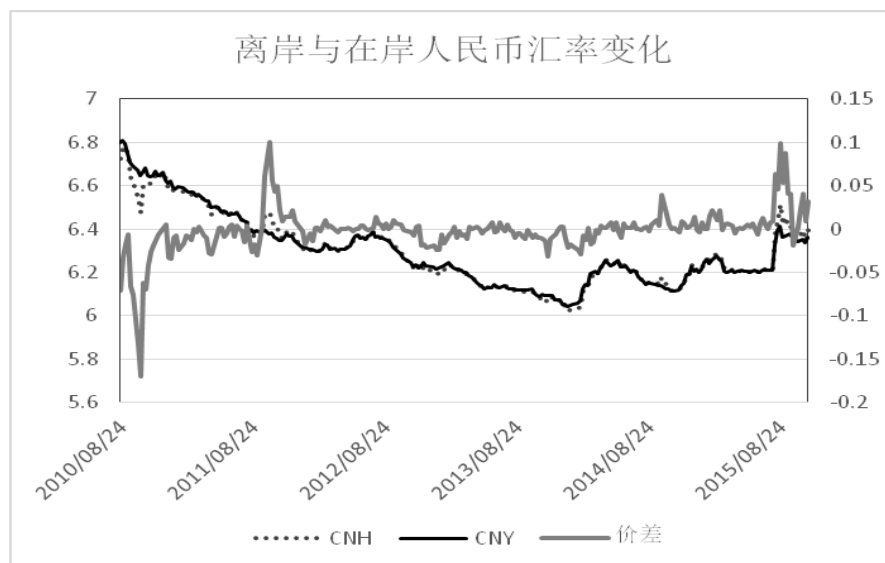


图1 离岸与在岸人民币汇率变化

三、门限 VECM 模型设定与估计方法

研究联动效应以及影响因素采用向量误差修正模型。具体而言，考虑如下 VECM 模型。

$$\Delta x_t = A' y_{t-1}(\beta) + u_t \quad (1)$$

其中 $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$ 是被解释向量， $y_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ \omega_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \\ z_t \end{pmatrix}$ ，1 是自回归变量滞后的阶数， $\omega_{t-1}(\beta) = x_{1t} - \beta x_{2t}$ 是误差修正向量，即是离岸与在岸的汇率价差， z_t 是外生的解释变量，包含各种可能影响汇率的宏观经济指标、市场指标和政策因素， u_t 为随机误差项，一般假定其为正态白噪声。

数， $\omega_{t-1}(\beta) = x_{1t} - \beta x_{2t}$ 是误差修正向量，即是离岸与在岸的汇率价差， z_t 是外生的解释变量，包含各种可能影响汇率的宏观经济指标、市场指标和政策因素， u_t 为随机误差项，一般假定其为正态白噪声。

公式 (1) 中的线性模型假定模型的参数是不存在区制变化的，这意味着离岸与在岸人民币汇率的联动关系和影响因素不存在跨区制的变化，无论价差多大，影响因素以及影响的程度是相同的。而加入门限值的向量误差修正模型则放松了这一假定。

门限 VECM 模型在误差修正向量 $\omega_{t-1}(\beta) = x_{1t} - \beta x_{2t}$ 的取值范围内，引入 s 个门限值 r_j ，在取值范围内分成 $s+1$ 个区间，并根据 $\omega_{t-1}(\beta)$ 观测值的大小，将其分配到不同的门限区间

内，再对不同区间内的样本进行 VECM 拟合，从而形成对时间序列的非线性动态描述。其模型的一般形式为：

$$\Delta x_t = A^{(j)} y_{t-1}(\beta) + u_t^{(j)} \quad (2)$$
$$s.t. \gamma_{j-1} < \omega_{t-1}(\beta) \leq \gamma_j, \quad j=2,3,\dots,s$$

上式中 $u_t^{(j)}$ 是 s 个相互独立的正态白噪声序列， γ_j ($j=1,2,\dots,s$) 为门限值， $s+1$ 为门限区间个数， $A^{(j)}$ 为第 j 各门限区间的回归系数矩阵。门限 VECM 模型实际上是分区间的 VECM 模型，采用最大似然法估计。在实际应用中考虑到多区制模型的维度问题和小样本的限制，通常采用双区制向量误差修正模型，即 $s=1$ 。我们沿用这一做法。具体而言，模型形式如下：

$$\Delta x_t = \begin{cases} A^{(1)} y_{t-1}(\beta) + u_t^{(1)} & \omega_{t-1}(\beta) \leq \gamma_1 \\ A^{(2)} y_{t-1}(\beta) + u_t^{(2)} & \omega_{t-1}(\beta) > \gamma_1 \end{cases}$$

四、VECM 模型估计结果

本文选取离岸与在岸人民币汇率的周度收盘数据，数据来自于 Bloomberg 数据库。由于离岸人民币汇率 2010 年 8 月以后才有数据，而样本初期存在很多的离群点，我们的样本从 2010 年 11 月开始持续至 2015 年 11 月。分别对离岸汇率与在岸汇率进行对数差分处理，得出境内外人民币市场的收益率，表 1 对境内外人民币汇率收益率进行了统计描述，其中 $lncnh$ 是离岸人民币汇率的对数，对应计量模型中的 x_{1t} ； $lncny$ 为在岸人民币汇率的对数，对应计量模型中的 x_{2t} 。离岸和在岸汇率收益率数据均表现为尖峰且数据分布正偏离。

表 1 离岸在岸汇率收益率的描述统计

变量	均值	最大值	最小值	标准差	偏态	峰度
$dlcnh$	-0.00019	0.0368	-0.0131	0.00415	2.9627	28.2650
$dlcny$	-0.00025	0.2881	-0.0087	0.00298	3.6379	36.9210

在具体对离岸和在岸汇率进行计量分析前，我们对其进行单位根检验。从表 2 可以看到，取对数后的离岸与在岸汇率均为非平稳序列，但其一阶差分不存在单位根，即两个变量均为一阶单整，因此适合采用 VECM 建模。

表 2 离岸在岸汇率单位根检验

变量	ADF 检验			PP 检验		
	统计量	P 值	结论	统计量	P 值	结论
$Lcneh$	-1.982	0.2943	不平稳	-1.978	0.2963	不平稳

<i>Lncny</i>	-2.503	0.1148	不平稳	-2.488	0.1183	不平稳
<i>dlncnh</i>	-16.506	0.0000	平稳	-16.501	0.0000	平稳
<i>dlncny</i>	-16.077	0.0000	平稳	-16.092	0.0000	平稳

根据单位根检验的结果，离岸与在岸汇率对数变动率是平稳的，可以对其进行格兰杰因果检验，以初步确定两者之间的联动关系。表 3 是 *dlncnh* 与 *dlncny* 的格兰杰检验结果。

表 3 离岸与在岸汇率收益率的格兰杰检验

原假设	F 统计量	P 值	结论
<i>dlncnh</i> 不是 <i>dlncny</i> 的格兰杰原因	0.69	0.5013	接受原假设
<i>dlncny</i> 不是 <i>dlncnh</i> 的格兰杰原因	4.51	0.0119	拒绝原假设

根据格兰杰检验结果，在岸汇率变动率是离岸汇率变动率的格兰杰原因，而离岸汇率变动率对在岸汇率变动率无显著影响。为了具体分析离岸与在岸汇率之间的联动关系，则需要利用协整分析，建立协整方程。为了检验 *lncnh*、*lncny* 是否存在长期均衡关系，需要进行协整检验。本文分析采用 JJ 法进行协整关系检验。首先我们运用信息量准则确定在无约束 VAR 模型中的最优滞后阶数为 3。表 4 汇报了 0-4 阶滞后模型的信息量指标，表明 VAR(3) 模型最为合理。由于协整检验是对无约束 VAR 模型的一阶差分变量的滞后期进行约束检验，故协整检验滞后阶数为 2。

表 4 信息量指标

Lag	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	7.7e-09	-13.0080	-12.9971	-12.9810
1	1.8e-11	-19.0756	-19.0430	-18.9946
2	1.6e-11	-19.1519	-19.0976	-19.0168
3	1.5e-11*	-19.2191*	-19.1431*	-19.0300*
4	1.6e-11	-19.1995	-19.1018	-18.9563

表 5 协整检验

H0	迹统计量	5%临界值	1%临界值
R=0	34.3577**	18.17	23.46
R≤1	2.4544	3.74	6.40

注：**代表在 1%水平上显著。

根据 JJ 检验结果（见表 5），*lncnh*、*lncny* 之间有且只有一个协整关系。这表明离岸和在岸汇率之间存在长期均衡关系。因此，我们采用 2 阶滞后的 VECM 模型来刻画离岸与在岸汇率的联动关系。在基准模型中，我们不考虑外生解释变量的影响，估计结果见表 6。

表 6 无外生解释变量 VECM 结果

	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$
ω_{t-1}	-0.2292** (-3.45)	-0.1129 (-0.21)

$\Delta lncnh_{t-1}$	0.1111 (0.96)	0.6054 (0.66)
$\Delta lncnh_{t-2}$	0.0870 (0.83)	0.0016 (0.02)
$\Delta lncny_{t-1}$	0.2035* (2.09)	0.2183* (2.31)
$\Delta lncny_{t-2}$	0.0718 (0.51)	-0.0132 (-0.12)
Constant	-0.0000 (-0.04)	-0.0001 (-0.94)
协整方程 $\omega = lncnh - 1.0218lncny + 0.04$		
R squared	0.1265	0.0871

注：**和*分别代表 1%和 5%水平上显著。括号中数值为 t 值。

根据表 6，在无外生解释变量的 VECM 模型中，协整方程的存在表明连在岸汇率的长期均衡关系为 $1.0218lncny - lncnh = 0.04$ 。由于在岸汇率对数在协整方程中的系数接近于 1，这一长期均衡关系可以粗略地理解为在岸和离岸（对数）汇价差为 0.04。这一汇价差的长期存在反映了离岸和在岸市场的不完全一体化。 ω 不等于 0 表明离岸和在岸汇率的关系偏离了其长期均衡水平，因此被称作均衡误差。我们发现前一周的误差对离岸汇率变动率具有显著影响，当离岸与在岸汇价差增大，离岸汇率超过它与在岸汇率长期均衡关系对应的水平，即离岸人民币被低估，离岸汇率变动率会显著降低，离岸汇率升值，使得离岸与在岸汇价差缩窄，回归到均衡水平。而汇价差对在岸汇率变动率并没有显著影响，说明当离岸与在岸汇率之间汇价差偏离均衡时，一般是通过离岸汇率自发调整以重建两个市场汇率的均衡关系。另一个较为显著的影响关系是滞后一期的在岸汇率变动率对离岸和在岸汇率的影响都是显著的。当在岸汇率变动率增加一个百分点，离岸汇率变动率将增加 0.20 个百分点，同时在岸增加 0.22 个百分点。这说明在两者的联动关系中，在岸汇率对离岸汇率具有引导作用。

从表 6 可以看到单独使用自回归对汇率变动的解释力度不强，离岸汇率方程 R 方为 0.1265，而在岸汇率方程 R 方仅为 0.0871。由于有关宏观经济、市场发展的变量可能会对离岸与在岸人民币汇率的联动产生影响，我们在接下来的计量分析中将控制这些因素。在宏观经济层面，我们控制在岸和离岸市场的利差。利率的差异可能引导资金为了套利而在两地流动，而外币投资本地市场需要先换成人民币，这就可能影响人民币汇率。由于资本管制，离岸人民币投资在岸市场的限制较多。因此利差导致的人民币需求变化在离岸和在岸市场可能是不一样的。为了结果的稳健性，我们考虑两种利差度量指标，一是 SHIBOR 和 HIBOR 的

利差，一是 SHIBOR 和美国联邦基金利率的利差。在资本市场层面，我们用上证指数收益率与恒生指数收益率之差度量资本市场收益率的差额。与利差类似，资本市场收益率的差也可能驱动套利行为进而产生人民币换汇需求。外汇市场层面，我们用离岸与在岸人民币汇率的买卖差价代表外汇市场流动性，将市场流动性作为汇率的解释变量。由于国际金融市场对离岸与在岸人民币市场的冲击不同，因此国际变量也会造成汇价差的改变。国际市场层面，我们用芝加哥期权交易所的 VIX 指数控制全球投资者对市场风险判断的影响。由于 VIX 是基于期权定价推测的投资者对市场波动性的判断，该指数越高，投资者认为市场波动性越大，风险越高。全球资本市场风险的上升可能对人民币汇率产生两种方向相反的影响。一方面，如果人民币被当成一种避险资产，则全球市场风险上升导致资金流入人民币市场，会推动人民币升值；另一方面，如果人民币尚未被国际投资者当做全球性的避险资产，则全球风险上升会推动投资者将投资从人民币转向安全性更好的货币，人民币会贬值。监管政策层面，由于监管机构的资本管制措施可能会对离岸与在岸市场的关联性产生影响，因此本文也加入政策变量作为解释要素，主要包括 RQFII、QFII、QDII 的限额。⁶表 7 为模型中所使用的变量及其说明，数据来源为 Bloomberg、wind 以及 CBOE，政策变量来源于相关政策条例。

表 7 模型解释变量表

变量符号	变量	描述
CNH_spread	离岸人民币买卖价差	卖出价减买入价，反映离岸市场的流动性
CNY_spread	在岸人民币买卖价差	卖出价减买入价，反映在岸市场的流动性
Share	资本市场收益率差	上证指数与恒生指数之差
Vixgr	全球风险偏好	VIX 收益率，反映全球投资者眼中市场风险的变化
Rd	利差	离岸与在岸市场利率水平差异
RQFII	RQFII 份额	人民币合格的境外机构投资者份额
QFII	QFII 份额	合格的境外机构投资者份额
QDII	QDII 份额	合格的境内机构投资者份额

加入宏观经济和资本市场外生控制变量的 VECM 结果见表 8。加入政策因素的 VECM 结果见表 9。在所有的模型中我们都控制汇率变化率的滞后值、外汇市场流动性（汇率买卖差价）、和资本市场价差。考虑到利率差和 VIX 指数的高度相关性，我们分别在不同的模型中控制其影响。模型（1）控制 VIX 指数变化的影响。模型（2）控制离岸和在岸人民币利差的影响。模型（3）控制在岸人民币利率与美元利率差的影响。

⁶ 为了确保结果的稳健性，我们控制了替代的两地资金流动度量指标，以涵盖更多的资本流动渠道，如人民币直接投资、人民币跨境放款、人民币跨境担保、人民币债券、港股组合交易型开放基金、QFLP、RQFLP、沪港通等，而文章的主要定性结论不变。控制两地贸易量对结果也无影响。有兴趣的读者可以向笔者索要。

表 8 加入国内、国际宏观经济影响因素的 VECM 结果

	(1)		(2)		(3)	
	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$
ω_{t-1}	-0.4398** (-6.02)	-0.0926 (-1.54)	-0.4435** (-6.05)	-0.0899 (-1.49)	-0.4435** (-6.05)	-0.0913 (-1.52)
$\Delta lncnh_{t-1}$	-0.0501 (-0.56)	0.0443 (0.60)	-0.0456 (-0.51)	0.0387 (0.53)	-0.0451 (-0.50)	0.0397 (0.54)
$\Delta lncnh_{t-2}$	-0.1453 (-1.70)	-0.0821 (-1.17)	-0.1510 (-1.76)	-0.0793 (-1.13)	-0.1509 (-1.76)	-0.0787 (-1.12)
$\Delta lncny_{t-1}$	0.1225 (1.06)	-0.0246 (-0.26)	0.1402 (1.22)	-0.0356 (-0.38)	0.1402 (1.22)	-0.0363 (-0.38)
$\Delta lncny_{t-2}$	0.3047** (2.72)	0.1238 (1.35)	0.3155** (2.82)	0.1165 (1.27)	0.3159** (2.82)	0.1162 (1.27)
Constant	0.0002 (0.49)	-0.0011** (-2.84)	0.0002 (0.20)	-0.0011 (-1.21)	0.0003 (0.22)	-0.0012 (-1.28)
CNH_sprea d	0.4605** (-8.37)	0.3035** (-6.72)	0.4576** (-8.30)	0.3034** (-6.71)	0.4579** (-8.30)	0.3040** (-6.71)
CNY_sprea d	-0.0444 (0.36)	0.0748 (0.46)	-0.0499 (0.40)	0.0788 (-0.78)	-0.0506 (0.41)	0.0788 (-0.78)
Share	-0.0283** (-3.82)	-0.0165** (-2.70)	-0.0312** (-4.39)	-0.0144* (-2.47)	-0.0312** (-4.39)	-0.0144* (-2.47)
vixgr	0.0019* (1.99)	-0.0013 (-1.12)				
Rd_hk			-0.0002 (-0.90)	-0.0001 (-0.31)		
Rd_us					-0.0002 (-0.73)	-0.0000 (-0.11)
协整方程 $lncnh - 0.982lncny - 0.03lncnh - 0.983lncny - 0.03lncnh - 0.982lncny - 0.03$						
R squared	0.3578	0.2034	0.3291	0.2701	0.3444	0.1994

注：**和*分别代表 1%和 5%水平上显著。括号中数值为 t 值。

根据表 8 可知，在岸人民币汇率对离岸人民币汇率的引导作用在各个模型中都是稳健的。一方面，当离岸（在岸）人民币汇率高于（低于）离岸与在岸汇率长期均衡关系对应的水平时，离岸人民币汇率会自发调整以重建离岸与在岸市场汇率的均衡关系。另一方面，滞后的在岸人民币汇率变动率对当前离岸人民币汇率变动率有显著影响。在控制变量方面，离岸市场流动性以及资本市场收益水平对离岸和在岸汇率有显著影响。CNH_spread 是离岸人民币买卖差价，是外汇兑换成本以及流动性的体现。CNH_spread 减小，反映市场流动性较高，此时离岸和在岸汇价的贬（升）值率都降低（提高）。这表明较高流动性增加人民币的

相对需求。离岸市场的流动性对离岸汇率的影响更大， CNH_spread 降低 0.0001，离岸汇率贬值率会降低 0.0046%，而在岸汇率贬值率仅降 0.003%。与此相反，在岸市场的流动性对汇率变动的影响不显著，这是由于在岸人民币市场流动性本身比离岸市场更充足，买卖价差更小，因此，换手成本变动的影响较小。恒生指数与上证指数收益率的差值可以用来反映内地与香港资本市场的收益率之差，当上证指数收益率大于恒生指数收益率时，更多的国际资本想要兑换为人民币，导致离岸与在岸市场的汇率都降低，人民币升值。股市收益率差异对汇率变动的影响同样也是在离岸市场上的表现更为明显，资本市场收益率差额每提高 1%，离岸人民币升值 0.31%，而在岸人民币仅升值 0.14%。这跟在岸市场的资本管制有关。

接下来，我们来看几个宏观与国际变量的影响。一是中国 SHIBOR 与美国联邦基金利率水平差异，二是内地与香港利差，三是 VIX 的变动率。通过表 8 的结果可以看出，无论是离岸还是在岸人民币汇率对利差的反应都并不敏感。这一结果表明对于主流的投资者而言，利率差带来的套汇收益在周频率上与预期汇率变动带来的潜在收益比起来相对重要性十分有限。离岸汇率变动对全球投资者风险态度的变动更加敏感。通过表 8 中模型（1）结果，我们可以看到 VIX 变动率对离岸汇率变动率有正的影响，即当全球风险加剧时，离岸汇率变动率加大，而在岸汇率没有显著变动。这反映了离岸市场由于资本流动较为顺畅，对全球的风险较为敏感。而风险加大造成离岸人民币贬值，这说明人民币目前还不是全球投资者主要的避险资产，当全球风险增大时，投资者倾向于抛售人民币资产，导致离岸汇率贬值幅度增大。由于资本管制的原因，该因素对在岸市场无显著影响。

表 9 加入政策因素的 VECM 结果

	(4)	
	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$
ω_{t-1}	-0.5563** (-6.96)	-0.1607* (-2.44)
$\Delta lncnh_{t-1}$	0.0146 (0.16)	0.0853 (1.15)
$\Delta lncnh_{t-2}$	-0.0918 (-1.08)	-0.0494 (-0.70)
$\Delta lncny_{t-1}$	0.0178 (0.15)	-0.0999 (-1.03)
$\Delta lncny_{t-2}$	0.2208* (1.96)	0.0644 (0.69)
Constant	0.0010 (0.29)	-0.0036 (-1.20)
CNH_spread	-0.4676**	-0.3161**

	(-8.58)	(-7.03)
<i>CNY_spread</i>	0.0223	-0.0532
	(0.18)	(-0.51)
<i>Share</i>	-0.0232**	-0.0128*
	(-3.12)	(-2.08)
<i>Vixgr</i>	0.0028*	-0.0011
	(2.03)	(-0.98)
<i>RQFII</i>	0.0028*	0.0008
	(2.33)	(0.82)
<i>QFII</i>	-0.0193*	-0.0047
	(-2.03)	(-0.60)
<i>QDII</i>	0.0003	0.0002
	(1.50)	(1.09)
协整方程	$lncnh - 0.968lncny - 0.05$	
R squared	0.3997	0.2350

注：**和*分别代表 1%和 5%水平上显著。括号中数值为 t 值。

根据表 9 中模型（4）的结果，加入政策变量对表 8 中模型的基本结论并没有显著影响。就政策变量本身的影响而言，*RQFII* 限额对汇率变动的影响较为显著，*QFII* 限额的影响次之，而 *QDII* 极不显著。*RQFII* 境外机构投资人可将批准额度内的人民币投资于境内的证券市场，*RQFII* 额度的放开使得合格境外投资者能够更多直接投资于人民币产品，无需用美元购买人民币，降低了外汇市场上人民币相对于美元的需求。因此，*RQFII* 额度的增大导致人民币贬值。*QFII* 额度的增大提高了外汇市场上人民币的相对需求，导致人民币升值，因此其回归系数为负。*QDII* 的影响不显著，这表明境内机构对外证券投资的体量目前尚不足以对外汇市场产生显著影响。

五、加入门槛值的 VECM 分析

线性的 VECM 模型将离岸与在岸汇率之间的关系简化，无论离岸与在岸汇价差大小都同等对待。但是在实际中，简单的线性关系往往是不存在的，当离岸与在岸的人民币汇价差处于不同水平时，投资者预期、政府态度可能发生重大转变，导致离岸与在岸汇率之间无法维持简单的线性关系。因此，应当从非线性角度出发，区分离岸在岸汇价差在不同状态下二者的联动效应及其影响因素，从而为实现人民币汇率政策目标提供科学有效的参考框架。

我们采用 Hansen and Seo（2002）提出的 supLM 方法检验是否存在显著的区制变化，结果列示于表 10 中。supLM 检验的结果显示离岸与在岸汇率的运动过程存在明显的区制变

化。因此，我们以误差修正向量（即离岸汇率与在岸汇率之间的价差作为门限变量）估计带有门限值的 VECM 模型。回归结果列于表 11。

表 10 区制变化检验

	SupLM	ExpLM	AveLM	SupLMs	ExpLMs	AveLMs
P=2	23.7921	10.7047	20.2948	51.6386	23.3510	43.2243
	(0.0900)	(0.0580)	(0.0390)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

注：其中 P 是根据信息准则选择的最佳滞后阶数。

表 11 门限 VECM 结果

	区制 1		区制 2	
	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$	$\Delta lncnh_t$	$\Delta lncny_t$
ω_{t-1}	-0.5788** (-3.28)	-0.144 (-0.96)	-0.7132** (-6.28)	-0.3203** (-2.78)
$\Delta lncnh_{t-1}$	0.2246 (1.01)	0.2062 (1.22)	-0.0727 (-0.56)	0.0133 (0.14)
$\Delta lncnh_{t-2}$	0.0898 (0.67)	0.1005 (0.75)	-0.219* (-2.03)	-0.1416 (-1.81)
$\Delta lncny_{t-1}$	-0.2356 (-1.14)	-0.3762 (-1.69)	0.1321 (0.78)	0.0144 (0.11)
$\Delta lncny_{t-2}$	0.0265** (2.67)	-0.1235 (-1.79)	0.4145 (1.68)	0.1989 (0.79)
Constant	-0.0724 (-0.45)	0.0003 (0.04)	0.0353** (4.75)	0.0143 (2.03)
CNH_spread	-0.1389* (-1.96)	0.0441 (1.95)	-0.6115** (-4.27)	-0.4801** (-4.15)
CNY_spread	0.0791 (0.86)	-0.0185 (-0.16)	0.0293 (0.15)	-0.0131 (-0.08)
Share	-0.0268 (-1.72)	-0.0037 (-0.6)	-0.0205* (-2.04)	-0.0178* (-2.12)
Vixgr	0.0041* (2.02)	-0.0008 (-0.74)	0.0017* (2.03)	-0.0006 (-0.31)

RQFII	0.0028 (0.79)	0.0016 (0.22)	0.0017* (2.37)	0.0012** (2.66)
QFII	-0.023 (-0.6)	0.0147 (0.87)	-0.0104* (-2.29)	-0.0111 (-1.78)
QDII	0.0004 (-0.58)	0.0004 (1.13)	0.0002 (0.74)	0.0000 (-0.15)
门限	$\ln cnh - 0.969 \ln cny \leq 0.0568$		$\ln cnh - 0.969 \ln cny > 0.0568$	

注：**和*分别代表 1%和 5%水平上显著。括号中数值为 t 值。

根据门限回归的结果，可以看出，当离岸与在岸汇价差处在较低的水平，即 $\ln cnh - 0.969 \ln cny \leq 0.0568$ 时，在岸汇率的变动是随机的，既不受滞后的在岸和离岸汇率变动率的影响，也不受外生变量的影响，这和外汇市场的随机游走假说是一致的。离岸汇率受误差修正项的显著影响，且调整系数为负。这表明在上一期的离岸汇率高于均衡汇价差对应的水平时，下一期离岸汇率会自动调整来实现均衡汇价差。因此，我们把这一区制称为“均衡区制”。在这一区制内，明显是在岸汇率引导离岸汇率。这一结论来自于两方面的计量结果。一方面，当离岸与在岸汇率的价差偏离均衡水平时，是通过离岸汇率而非在岸汇率的调整来重建均衡。⁷另一方面，在岸汇率变动率的滞后值对当前离岸汇率变动率有显著影响，而离岸汇率不存在自相关。在这一区制，两个外生变量对离岸汇率变动率有显著影响。一是离岸市场的人民币流动性。我们的回归结果显示，当离岸市场人民币的买卖价差变小时（即外汇市场交易成本下降时），离岸人民币升值（贬值）幅度变大（小）。这意味着更高的流动性增加人民币需求。另一个显著的外生变量是全球投资者风险判断。当 VIX 指数上升时，离岸人民币升值（贬值）幅度变小（大）。这表明在投资者认为全球市场风险变大时，也会减少对人民币资产的投资。

在离岸与在岸人民币汇价差大到一定水平时，离岸与在岸市场投资者行为出现截然不同的情况。可以看到在区制 2，误差修正项对离岸和在岸人民币汇率贬值率的影响都是显著为负的。这表明，当上一期离岸人民币汇率高于均衡汇价差对应的水平或在岸人民币汇率低于均衡汇价差对应的水平时，当期的离岸和在岸人民币汇率会下降。此时，离岸人民币汇率下降推动汇价差向均衡关系回归，而在岸人民币汇率下降则会导致汇价差偏离均衡关系越来越

⁷ 在本文的计量模型中，协整关系对应的是在岸和离岸汇率的长期均衡关系。“重建均衡”指的是回归在岸-离岸人民币汇率联动的均衡关系，并非两个市场各自回到所谓的“均衡汇率水平”。

越远。这反映出当离岸与在岸人民币价差较大时，在岸市场会出现明显的追涨杀跌现象。这种情况下，市场的自我调节机制需要较长的时间才能发挥作用，偏离均衡的持续时间较长。⁸因此，我们把这一区制称为“偏离区制”。可以看到，在这一区制下，在岸人民币汇率对离岸人民币汇率的引导作用明显下降了。滞后在岸人民币汇率变动率对离岸人民币汇率不再具有显著的影响。反而离岸人民币汇率变动率自身显示出显著的负自相关。这表明离岸市场在“偏离区制”下是存在均值回归的。在“偏离区制”下，离岸市场流动性的影响作用明显，交易成本每提高1个基点，离岸汇率和在岸汇率的贬值率分别下降0.0061%和0.0048%。此时，资本市场收益率差额对离岸和在岸市场人民币汇率都有显著影响。具体而言，当上证指数收益率相对于恒生指数收益率上升时，投资者对人民币的需求上升，导致无论是在在岸还是在离岸市场人民币汇率都下降，人民币升值。与“均衡区制”下的情形类似，在“偏离区制”下，VIX的变化率只对离岸市场有显著影响，这是资本管制导致的。在“偏离区制”下，RQFII额度指标的作用凸显出来。更高的RQFII额度在离岸和在岸市场上都加大人民币贬值幅度。这反映出直接用人民币投资的机会对外汇市场上人民币需求的替代作用。在“偏离区制”下，QFII额度提升降低人民币贬值幅度。这意味着增加外资投资中国资本市场的机会，同时增加了外汇市场上的人民币需求。QDII额度在两个区制下都不显著，这表明境内机构对外证劵投资的行为尚未对人民币汇率产生显著的影响。

六、结论与政策建议

本文通过实证研究发现，在只考虑线性关系时，离岸市场流动性、内地与香港资本市场收益率差异是决定离岸和在岸人民币汇率变动的主要因素，同时，由于离岸人民币市场与国际金融市场的隔离较少，全球风险的变化也会影响离岸市场汇率。在离岸与在岸汇率的关联关系上，在岸汇率对离岸汇率的影响较为显著，且当两个市场汇率偏离其长期均衡关系时，是通过离岸市场汇率调整以重建其长期稳定关系。在政策变量上，RQFII和QFII额度的放宽都显著地影响汇率的波动幅度。

加入门槛值后，离岸汇率与在岸汇率的关系出现了较为显著的差异。当离岸与在岸汇价差较小，处于“均衡区制”时，在岸汇率对两市场汇率的引导作用更强，离岸汇率的自我调整能够重建在岸与离岸汇率的均衡关系。此时在岸市场汇率为随机游走，而离岸市场汇率主要

⁸ 脉冲响应分析的结果显示在区制2下破坏两地汇率长期均衡关系的冲击的影响持续时间较长，比在区制1下要长5周。有兴趣的读者可以向笔者索要脉冲响应分析的结果。

受在岸市场汇率、离岸市场流动性和投资者对全球资本市场风险的判断影响。当离岸与在岸汇率价差较大，处于“偏离区制”时，在岸汇率失去引导作用，离岸市场表现出均值回归特性而在岸汇率表现出“追涨杀跌”特性，两个市场的人民币汇率走势分离，通过市场调节重建其长期均衡关系的难度加大，需要耗费更长时间。当离岸与在岸汇率处于“偏离区制”时，资本流动压力加大，政策因素对汇率的作用加强。

由此我们得出如下政策性建议：

外汇市场处于“均衡区制”时，市场的自我调节机制作用较强。如果在岸汇率与央行的最优货币政策目标相一致，而离岸汇率偏离了央行政策目标，市场自我调节机制会引导离岸汇率重建均衡，从而实现央行的汇率政策目标。如果两个市场同时出现人民币汇率相对于央行汇率政策目标的高估或者低估，则汇率政策应该重点调节在岸市场。在此基础上，离岸汇率可通过均值回归以及在岸汇率的引导自动回到与最优货币政策相一致的水平。

外汇市场处于“偏离区制”时，在岸外汇市场呈现明显的投机性，表现出了“追涨杀跌”特征，这导致离岸与在岸市场过高的汇价差难以通过市场自我调节较快地回归均衡关系，此时，适当的汇率政策可以帮助市场更快纠正人民币汇率失衡。由于外汇市场处于“均衡区制”还是“偏离区制”取决于汇价差的门限，央行的汇率政策可以通过缩小汇价差推动外汇市场进入“均衡区制”，以促进市场自我调节更好地发挥作用。具体而言，当市场上出现人民币贬值预期时，卖出人民币的行为会导致离岸与在岸市场上人民币同时贬值。由于离岸市场资本流动更加顺畅且无日波幅限制，人民币贬值幅度可能更大。这导致两个市场上的人民币汇价差扩大。如果这个汇价差超出了门限水平，则外汇市场进入“偏离区制”。这种情况下，央行一个可行的政策选择是：一方面，在在岸市场上容许人民币贬值，由于有日波幅的限制，在岸汇率不会出现极端的过度变动；另一方面，在离岸市场上进行公开市场操作，推动人民币币值回升。在岸汇率上升和离岸汇率下降将缩小离岸与在岸汇率的价差，可以推动外汇市场进入“均衡区制”，从而市场自我调节可以重建均衡。如果之前人民币的贬值预期反映经济基本面的变化和人民币均衡汇率上升，则在岸人民币汇率调整到新的均衡汇率水平之后，市场机制会引导离岸汇率自动向其收敛。如果之前的人民币贬值预期来自非理性因素和市场投机行为，央行可以在“均衡区制”下通过公开市场操作等手段推动在岸市场汇率回归均衡汇率水平。在此基础上，市场机制会自动引导离岸汇率重建均衡。

上述政策要充分发挥作用应该注意以下三点：第一，本文的研究揭示了人民币在岸与离岸汇率的长期均衡关系，但没有研究什么样的离岸和在岸汇率水平是与最优货币政策相一致

的均衡汇率水平。要利用本文所揭示的在岸与离岸汇率关系来调节人民币外汇市场，前提是要对前面提到的与最优货币政策相一致的均衡汇率水平有一个准确的判断。已经有大量的文献在做这方面的工作，未来的研究可以在这方面进一步完善现有文献。在市场汇率处于与最优货币政策目标相一致的均衡水平上时，无需进行外汇市场干预。如果出现了汇率失衡，央行为实现汇率政策目标就可以利用我们的研究成果。第二，前面我们提到均衡的汇价差受在岸市场资本账户开放程度和在岸汇率日波幅上下限的影响。这两方面政策的大幅调整可能导致汇价差门限值的变化。在这种情况下，需要在政策变动之后及时重新测算新的门限汇价差水平，以指导汇率政策的执行。第三，我们的政策建议在被市场充分理解的情况下能够更好地发挥作用。如果能够让市场明确央行汇率政策的目标之一就是让市场维持在“均衡区制”且央行有能力做到这一点，则可以增强其政策可信度，并约束市场上的投机行为。因为在这种情况下，与央行目标背道而驰的投机行为会以较大概率造成自身经济损失。而对于那些市场观望者来说，明确的央行汇率政策操作框架或行动准则，以及可靠的政策执行力有助于稳定市场预期，大大减少投机资本可能裹挟的市场势力，从而降低央行汇率调控的难度。向市场明确政策目标可以有效地管理市场预期，减少投机行为，降低维持市场处于“均衡区制”的政策操作成本，收到“四两拨千斤”甚至“不战而屈人之兵”的政策效果。因此，建议央行及早明确让市场处于“均衡区制”的汇率政策目标，另一方面通过适当的方式向市场展示落实该政策的决心和能力。

参考文献

- [1]潘慧峰、郑建明、范言慧, 2009,《境内外人民币远期市场定价权归属问题研究》,《中国软科学》第9期,第156~164页。
- [2]伍戈、裴诚, 2012,《境内外人民币汇率价格关系的定量研究》,《金融研究》第9期,第62~73页。
- [3]朱钧钧、刘文财, 2012,《境外和境内人民币即期汇率:究竟谁发现了价格?》,《上海金融》第8期,第87~92页。
- [4]Cheung Y. W. and Rime D, 2014. "The offshore renminbi exchange rate: Microstructure and links to the onshore market" *Journal of International Money and Finance*, 49:170-189.
- [5]Clarida, R., Gali, J., and Gertler, M., 2002. "A simple framework for international monetary policy analysis" *Journal of Monetary Economics*, 49(5):879-904.
- [6]De Haan, J., Eijffinger, S, and Waller, S, 2005. "The European central bank: credibility, transparency, and centralization" *CESifo Book Series*, MIT press, Cambridge, USA.
- [7]Ding D. K, Tse Y and Williams M R, 2014, "The price discovery puzzle in offshore Yuan trading: different contributions for different contracts" *Journal of Futures Markets*, 34(2): 103-123.
- [8] Engel C., 2011. "Currency misalignments and optimal monetary policy: a reexamination" *American Economic Review*, 101(6):2796-2822.
- [9] Faia E., and Monacelli, T, 2008. "Optimal monetary policy in a small open economy with home bias" *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(4):721-750.
- [10]Funke M., Shu C., Cheng X. and Eraslan S., 2015. "Assessing the CNH-CNY pricing differential: Role of fundamentals, contagion and policy" *Journal of International Money and Finance*, 37(6):245-262.
- [11]Gali J. and Monacelli, T, 2005. "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy" *Review of Economic Studies*, 72(3):707-734.
- [12]Hansen B. E. and Seo B., 2002. "Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models" *Journal of Econometrics*, 110(2):293-318.
- [13]Maziad S. and Kang J. S., 2012. "RMB Internationalization: Onshore/Offshore Links" IMF working paper WP/12/133.

How to realize the exchange policy target?—based on the links between onshore and offshore exchange rate

Wang Fang Gan Jingyun Qian Zhongxin He Qing

Abstract: Renminbi internationalization has created an active offshore RMB market where the exchange rate frequently diverges from the onshore market. Using threshold cointegration models, we explore dynamic interactions between the offshore and onshore RMB exchange rates. Using the data between Nov. 2010 and Nov. 2015, we find that there are dynamic and nonlinear interactions. The onshore market leads the offshore market when the price difference is moderate. When the difference is above a threshold level, offshore and onshore exchange market become more segmented. The onshore exchange return exhibits momentum while offshore exchange return shows mean reversion. In this case, capital control policies have strong impacts on the dynamics of the RMB exchange rate.

Key words: CNH CNY links

经济新常态下商业银行风险预警系统研究

丁德臣¹

【摘要】经济新常态下商业银行风险预警越来越成为关注的热点。传统统计方法的种种缺陷,使得人工智能方法开始受到学者们的青睐。本文综合考虑了商业银行面临的各种系统和非系统风险因素,设计了一个商业银行全面风险预警指标体系,接着利用多专家协商机制确定各指标的权重,然后采用灰色评价模型对商业银行进行风险评级预测,进一步来发现商业银行潜在的风险因素。最后以国内 12 家上市商业银行为例进行了研究,研究表明提出的商业银行风险预警方法是切实可行的。

【关键词】经济新常态; 商业银行; 风险预警; 群决策; 灰色系统理论

经济新常态是中国经济过去几十年高速增长、演化而成的必然结果,主要表现为发展增速由长期高速向中速平稳增长转型、发展方式由粗放型向集约型转型、增长动力由要素和投资驱动向消费和创新驱动转型的新常态(扬州市农村金融学会课题组, 2015)。

在中国经济进入新常态的背景下,宏观经济对银行资产增长的支撑作用减弱。在产业结构转型升级、人口红利消退、利率市场化加速推进、金融脱媒以及互联网金融快速发展的大环境下,中国银行业呈现增长规模趋缓、信用风险加剧、利息收入减少、非银行机构对银行传统业务替代等趋势,商业银行面临更为复杂且相互交织的信用风险、市场风险、流动性风险以及操作风险等(张小琳, 2015)。2013 年 6 月份发生的“钱荒”,近期国内外股市、国际大宗商品价格巨幅波动和商业银行呆坏账的增加,以及周小川行长最近明确指出的要牢牢守住不发生系统性、区域性金融风险的底线,更进一步证明了建立商业银行风险预警系统对防范系统性金融风险的重要性(周小川, 2015)。

一、目前国内外研究特点与趋势

预测银行风险与危机的方法可以分为两大类,即统计方法和人工智能方法。统计方法在银行风险预测中的使用,最早可以追溯到上世纪 70 年代,而人工智能方法最早使用则直

¹ 丁德臣, 山东财经大学保险学院

到上世纪 90 年代才开始。统计方法包括（线性、多元和二次）判别分析、要素分析和逻辑回归方法等，人工智能方法包括神经网络模型、运筹方法、粗糙集、模糊逻辑和支持向量机方法等。

（一）基于统计方法的商业银行风险预警研究

统计模型于上个世纪七十年代用于银行风险预测，Sinkey (1975)最早使用多元判别分析进行银行失败的预测。Meyer 和 Pifer (1970)、Martin (1977)使用逻辑回归模型进行银行风险的预警，而 West (1985)研究发现杂合了因素分析和逻辑回归方法的混合模型，在银行风险预警方面更加有效。Kolari(2002) 使用 Logit 模型分析法对美国大型商业银行进行了风险预警研究。此后，这类模型的研究与使用一直受到学者们的青睐，近期的研究有 Cox 和 Wang (2014) 采用多元判别分析方法对美国商业银行的风险进行了评估，研究结果为监管者处理银行危机提供了有效指导。Chiaramonte(2015)使用欧洲 12 个国家在 2011—2011 年的银行数据，检验了 Z-score 方法对银行风险预警的效果，结果表明该方法对那些大型的和业务复杂的商业银行的风险预警效果更佳。

统计模型也国内学者研究银行风险预警的首选工具。最早的文献如贺晓波和张宇红 (2001) 运用多元统计分析方法中构建了一个相对完善的商业银行风险预警系统。胡观林 (2009)针对商业银行风险预警机制，运用财务数据进行了实证研究。近期的研究有杨天宇和钟宇平 (2013) 利用更具微观基础的 lemer 指数衡量银行竞争度,研究了我国银行业集中度、竞争度与银行风险之间的关系；郑莉莉、刘麒和姜兴坤 (2014) 利用 LOGIT 模型构建商业银行风险预警模型，满媛媛 (2016) 使用 GMM 模型，研究了在金融改革措施频出的状况下，多元化与银行绩效和风险是多维的关系。等等。

（二）基于人工智能方法的商业银行风险预警研究

实践中统计方法的种种缺陷，使得人工智能方法开始受到学者们的青睐。人工智能方法一般对数据分布、样本大小等没有苛刻的要求，其非线性形态较为通用和灵活，因此在实践中更适合于环境复杂、输入变量维数多、不确定性程度较高的问题处理。而商业银行面临的经济与金融环境复杂而多变，不确定性程度极高，因而影响商业银行风险预警的输入变量可能很多（包括银行层面、行业层面以及宏观经济层面）。所以从理论上讲，人工智能方法非常适用于商业银行风险预警问题。Tam (1991)最早在 1991 年将传统统计模型与神经网络模型相比较，来预测银行风险。他试图使用各种方法来预测美国德克萨斯州银行的风险状况。研究发现，BP 人工神经网络方法的预测准确率，优于今天仍在使用的多元判别分析、逻辑

回归方法、K-近邻算法等。Tam 和 Kiang (1992)还比较了线性判别分析方法、逻辑回归、K-近邻算法以及 ID3 和 FFANN、BP 人工神经网络等方法在预测能力方面的差异。结果显示，BP 人工神经网络预测效果最好。Olmed 和 Fernandez (1997)在西班牙银行的风险预警中，也发现 BP 人工神经网络方法最好，其次是 logit 模型，再次是多元判别分析方法。此后，人工智能模型在银行风险预警中的应用研究更加层出不穷。Halil 和 Aykut (2013)比较了各种人工智能方法在银行风险预警中的应用。与传统的统计方法相比，人工智能方法由于其更高的预测准确率，越来越受到重视。She 和 Tzeng (2015)构建了基于决策准则的一个软计算模型，来进行银行风险状况的预测。Felix (2015)等在对美国商业银行的风险预警中，采用了一种集成了多层感知网络与自组织映射的混合模型。该模型对失败银行的预测准确率达到了 96.15%，预警效果远超其他传统模型。

国内学者这方面的研究相对较少，近期的研究有：迟国泰等（2009）利用模糊综合评价法，构建了商业银行经营风险预警模型。冯业伟（2011）鉴于银行预警系统网络结构复杂的特点，提出了基于 Agent 并行计算和支持向量机的银行风险预警方法并进行了实验。温珂（2015）在投资银行风险预测的应用中，构建了一种基于动态参数优化神经网络模型来对投资银行风险进行预测。

（三）评述

1.越来越多的研究表明系统性风险因素对商业银行的风险预警影响更加重大，但现有研究所使用的预警指标，多数考虑的是非系统风险类指标如财务指标，而对非财务指标如监管类、宏观经济类等指标重视不足。这样会导致对银行风险的判定容易仅限于财务风险领域，对其他更加长期的、潜在的非财务风险不能及时有效识别，从而使风险预警效果不佳。经济一体化和金融全球化的时代背景下，商业银行面临的不仅仅是内部因素导致的非系统性风险，更多是国内外宏观经济金融环境波动所带来的系统性风险。因此，在构建风险指标预警体系时应将这些系统性风险因素考虑进来。

2.现有的研究尤其是国内学者的研究，预警模型多采用直线外推、指数平滑、回归分析、移动平均等传统统计模型，而基于人工智能技术的应用则非常少见。灰色系统理论着重研究概率统计、模糊数学所难以解决的“小样本”、“贫信息”不确定性问题，并依据信息覆盖，通过序列算子的作用来对事件进行评估或预测。其特点是“少数据建模”（刘思峰和杨英杰，2015）。灰色系统理论相对于模糊理论的优势在于灰色理论考虑了模糊的条件，这意味着灰色理论可以处理多种模糊集的情况。在实践中，商业银行的风险预警是一个复杂的不完全信

息的决策问题。由于很多影响商业银行风险评价结果的因素本身就无法量化,或者某些因素的具体信息无法完全获得,因此在多种属性和评价结果之间存在一种灰色关系。因此与其他方法相比,灰色系统理论的差异信息原理和解的非唯一性原理等优势,非常适于解决商业银行风险评价中遇到的信息不完全、评价指标较多以及部分指标之间存在重复的问题。

基于此,本文综合考虑了商业银行面临的各種系統和非系統風險因素,設計了一個全面風險預警指標體系,接着利用多專家協商機制確定各指標的權重,然後採用灰色評價模型對商業銀行進行風險評級預測,進一步來發現商業銀行潛在的風險因素。最後以國內商業銀行為例進行了研究。研究表明提出的基於群決策-灰色理論的商業銀行風險預警方法是切實可行的,該模型改進和完善了傳統的商業銀行風險預警系統,可以儘早識別和預警面臨的所有風險,及時採取有效措施防范和化解風險,從而確保商業銀行的安全穩健運行。

二、商業銀行風險預警指標體系的確定

在商業銀行風險預警指標的選取上,國內外金融監管機構根據自身情況制定瞭許多監管條例,學者專家更是進行了廣泛研究與調研,各有所長。2005年中國銀監會就制定瞭《商業銀行風險預警操作指引(試行)》,初步確立瞭商業銀行風險預警體系。該指標體系包括定量指標和定性指標兩部分。定量指標包括資本充足度、信用風險、市場風險、操作風險和流動性風險等5類22個指標,定性指標由管理層評價、經營環境、公司治理、風險管理與內控、信息披露和重大危機事件等六類指標組成。按照全面及時有效的原則評估《指引(試行)》,該風險預警體系有個重要缺點,就是沒有完全考慮商業銀行面臨的系統性風險因素。2009年中國銀監會銀行風險早期預警綜合系統課題組進一步進行了深入研究(中國銀監會銀行風險早期預警綜合系統課題組,2009),認為構建我國商業銀行風險預警指標體系需要以國際先進經驗為基礎,緊扣我國實際情況,從宏觀指標、市場指標、銀行機構指標三個方面來選取。該體系雖然某種程度上克服瞭2005年《指引(試行)》中,忽視系統性風險的缺點,如引入了宏觀經濟變量,但是對國際金融環境的衝擊與影響並沒有充分體現出來。因此,本文借鑒全面風險管理理論ERM《巴塞爾協議III》中國銀監會《風險預警操作指引(試行)》等金融監管條例,結合國內外學者們的最新研究成果(Frank等,2014;孫立行,2012;壽暉和張永安,2013),切實體現出我國商業銀行所面臨的系統性風險因素和非系統性風險因素,構建我國商業銀行的風險預警指標體系。見表1。

表 1 中国商业银行风险预警指标体系

风险类别	一级指标	二级指标
系统性风险	国际金融风险冲击 A1	短期资本流入/GDPA11
		短期债务/外债总额 A12
		短期外债/外汇储备 A13
		国内外存款利差/GDPA14
		汇率波动率 A15
		经常项目差额/GDPA16
		FDI/GDPA17
		国外间接投资/FDI A18
	国内宏观金融环境 A2	实际 GDP 增长率 A21
		通货膨胀率 A22
		财政赤字/GDPA23
		国内信贷增长率 A24
		固定资产投资增长率 A25
	中观金融市场指标 A3	股票市盈率（倍数）A31
		证券化率 A32
		贷款/GDPA33
		股票总市值/GDPA34
		M2 增长率 A35
		房地产增长率/GDP 增长率 A36
非系统性风险	微观银行层面指标 A4	资本充足率 A41
		不良贷款率 A42
		应收账款周转率 A43
		利率水平 A44
		同业拆借加权平均利率 A45
		存款余额增长率 A46
		贷款余额增长率 A47
		短期资金贷款比例 A48
		存款年平均成本率 A49
		贷款收益率 A410
		资本利润率 A411
		累计外汇敞口头寸比例 A412
		银行业金融机构存贷比 A413
		存款准备金率 A414
		流动性比率 A415

三、风险预警指标权重的确定

指标权重是评价过程中一个关键的问题。层次分析法（AHP）是确定属性权重最常用的

一种方法,但是这种方法不可避免的带有强烈的主观色彩。多位专家的群决策方法可以在一定程度上减少这种主观性,有两种常用的方法获得群优先性,个人判断聚集法(AIJ)和个人优先判别法(AIP)。在实际的评价实例中,特别是当其和定性指标相联系的时候,决策者很难确定具体的权重属性或用精确数值进行定量评价,尤其是在对于定性属性权重未知的群决策问题中,专家有不同观点甚至观点冲突是很正常的,以上几种方法的使用就受到限制。所以本文应用一种多专家协商机制(Sun 和 Li, 2007)来确定各指标的权重,这种方法可以有效减少某个或某几个专家主观判断失误所带来的权重偏差。该方法包括两个步骤,首先专家采用区间值形式给出的各指标的重要程度,设 $X = \{X_1, X_2, \dots, X_m\} = \{X_i\}$ ($i=1,2,\dots,m$) 表示一级指标的指标集, $E = \{e_1, e_2, \dots, e_n\} = \{e_j\}$ ($j=1,2,\dots,n$) 表示专家集。对一个给定的属性 X_i , 专家 e_j 对它的重要性给出的得分表示为 $a_{ij} = [a_{ij}^L, a_{ij}^U]$ 。其次应用专家协商机制来确定各级指标的权重。

四、商业银行风险预警的灰色决策模型

(一) 灰色层次和白色系统化权重函数的设计

评价灰类及其白化权函数设计是否合理,直接关系到评价结果的可信度。经验表明,对于属性的判断取 5-9 个级别比较合适。因此本文将商业银行风险评价结果分为五个灰色层次:优(风险可能性最小),次优(风险可能性较小),良(风险可能性中等),中(风险可能性较大),差(风险可能性最大),依次用 $\tau = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ 来表示它们的排序。

第一个灰色层次的灰色数字设计为 $\otimes_1 \in [0, 35\%]$, 白色系统化权重函数为 f_1 , 见公式(1)。即:当专家 e_q ($q=1,2,3,4,5$) 对二级指标所列因素导致评价结果可能性百分比评价值 d_{ij} 在 $[0, 20\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第一灰类(可能性最小)的隶属度应为 1; 当 d_{ij} 在 $[20\%, 35\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第一灰类(可能性最小)的隶属度应与 d_{ij} 线性负相关; 当 d_{ij} 在 $[35\%, 100\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第一灰类(可能性最小)的隶属度应为 0。

第二个灰色层次的灰色数字设计为 $\otimes_2 \in [20\%, 60\%]$, 白色系统化权重函数 f_2 , 见公式(2)。即:当专家 e_q ($q=1,2,3,4,5$) 对二级指标所列因素导致评价结果可能性百分比评价值 d_{ij}

在 $[0,20\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第二灰类(可能性较小)的隶属度应为 1; 当 d_{ij} 在 $[20\%,35\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第二灰类(可能性较小)的隶属度应与 d_{ij} 线性正相关; d_{ij} 离 35%越近,第二个灰色层次的概率越大; d_{ij} 等于 35%时,第二个灰色层次的概率为 1。当 d_{ij} 在 $[35\%,60\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第二灰类(可能性较小)的隶属度应与 d_{ij} 线性负相关; 当 d_{ij} 在 $[60\%,100\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第二灰类(可能性较小)的隶属度应为 0。

第三个灰色层次的灰色数字设计为 $\otimes_3 \in [40\%,80\%]$, 白色系统化权重函数 f_3 , 见公式(3)。即:当专家 e_q ($q=1,2,3,4,5$)对二级指标所列因素导致评价结果可能性百分比评价值 d_{ij} 在 $[0,40\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第三灰类(可能性中等)的隶属度应为 1; 当 d_{ij} 在 $[40\%,60\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第三灰类(可能性中等)的隶属度应与 d_{ij} 线性正相关; d_{ij} 离 60%越近,第三灰类(可能性中等)的概率越大; d_{ij} 等于 60%时,第三灰类(可能性中等)的概率为 1。当 d_{ij} 在 $[60\%,80\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第三灰类(可能性中等)的隶属度应与 d_{ij} 线性负相关; 当 d_{ij} 在 $[80\%,100\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第三灰类(可能性中等)的隶属度应为 0。

第四个灰色层次的灰色数字设计为 $\otimes_4 \in [60\%,90\%]$, 白色系统化权重函数 f_4 , 见公式(4)。即:当专家 e_q ($q=1,2,3,4,5$)对二级指标所列因素导致评价结果可能性百分比评价值 d_{ij} 在 $[0,60\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第四灰类(可能性较大)的隶属度应为 1; 当 d_{ij} 在 $[60\%,80\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第四灰类(可能性较大)的隶属度应与 d_{ij} 线性正相关; d_{ij} 离 80%越近,第四灰类(可能性较大)的概率越大; d_{ij} 等于 80%时,第四灰类(可能性较大)的概率为 1。当 d_{ij} 在 $[80\%,90\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第四灰类(可能性较大)的隶属度应与 d_{ij} 线性负相关; 当 d_{ij} 在 $[90\%,100\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第四灰类(可能性较大)的隶属度应为 0。

第五个灰色层次的灰色数字设计为 $\otimes_5 \in [80\%, 100\%]$, 白色系统化权重函数 f_5 , 见公式(5)。即:当专家 e_q ($q=1,2,3,4,5$)对二级指标所列因素导致评价结果可能性百分比评价值 d_{ij} 大于 90%时,该因素导致评价结果可能性程度属于第五灰类(可能性最大)的隶属度应为 1;当 d_{ij} 在 $[80\%, 90\%]$ 范围内时,该因素导致评价结果可能性程度属于第五灰类(可能性最大)的隶属度应与 d_{ij} 线性正相关; 当 d_{ij} 小于 80%时,该因素导致评价结果可能性程度属于第五灰类(可能性最大)的隶属度应为 0。

$$f_1 = \begin{cases} 1, & 0 \leq d_{ij} \leq 20\% \\ \frac{35-100d_{ij}}{15}, & 20\% \leq d_{ij} \leq 35\% \\ 0, & 35\% \leq d_{ij} \leq 100\% \end{cases} \quad (1) \quad f_2 = \begin{cases} 0, & 0 \leq d_{ij} \leq 20\% \\ \frac{100d_{ij}-20}{15}, & 20\% \leq d_{ij} \leq 35\% \\ \frac{60-100d_{ij}}{25}, & 35\% \leq d_{ij} \leq 60\% \\ 0, & 60\% \leq d_{ij} \leq 100\% \end{cases} \quad (2)$$

$$f_3 = \begin{cases} 0, & 0 \leq d_{ij} \leq 40\% \\ \frac{100d_{ij}-40}{20}, & 40\% \leq d_{ij} \leq 60\% \\ \frac{80-100d_{ij}}{20}, & 60\% \leq d_{ij} \leq 80\% \\ 0, & 80\% \leq d_{ij} \leq 100\% \end{cases} \quad (3) \quad f_4 = \begin{cases} 0, & 0 \leq d_{ij} \leq 60\% \\ \frac{100d_{ij}-60}{20}, & 60\% \leq d_{ij} \leq 80\% \\ \frac{90-100d_{ij}}{10}, & 80\% \leq d_{ij} \leq 90\% \\ 0, & 90\% \leq d_{ij} \leq 100\% \end{cases} \quad (4)$$

$$f_5 = \begin{cases} 0, & 0 \leq d_{ij} \leq 80\% \\ \frac{100d_{ij}-80}{10}, & 80\% \leq d_{ij} \leq 90\% \\ 1, & 90\% \leq d_{ij} \leq 100\% \end{cases} \quad (5)$$

(二) 商业银行风险的灰色评价

对一个特定的二级指标 A_{ij} , 表明二级指标 A_{ij} 应该属于第 τ 个灰色层次的灰色评价系数用 $\theta_{i\tau}$ 表示, 它们的总的评价系数用 θ_{ij} 表示。在专家判断的基础上, 它们的计算公式如下:

$$\theta_{i\tau} = \sum_{j=1}^k f_{\tau}(d_{ij}) \quad (6)$$

$$\theta_{ij} = \sum_{\tau=1}^5 \theta_{i\tau} \quad (7)$$

表明二级指标 A_{ij} 应该属于第 τ 个灰色层次的灰色评价系数用 $\sigma_{i\tau}$ 表示, 计算如下:

$$\sigma_{ilr} = \frac{\theta_{ilr}}{\theta_{il}} \quad (8)$$

对一级指标 A_i ，相应的属于五个层次的指标 A_i 的 $h(i)$ 个二级指标的灰色评价权重组成了 A_i 的灰色评价权重矩阵，用 W_i 表示： $W_i = [\sigma_{ilr}]_{h(i) \times 5}$ (9)

设属于五个层次的指标 A_i 的 $h(i)$ 个二级指标的权重向量表示为 $O_i = [o_{i1}, o_{i2}, \dots, o_{ih(i)}]$ ，可以通过多专家协商机制获得。一级属性 A_i 的灰色人工评价向量计算公式为：

$$B_i = O_i \times W_i = [b_{i1}, b_{i2}, b_{i3}, b_{i4}, b_{i5}] \quad (10)$$

所有一级指标 X_i 的灰色人工评价向量组成了商业银行风险评价结果的灰色可能性评价权重矩阵，用 W 表示，见公式 (10)。类似的，一级指标的权重向量表示为 $O = [o_1, o_2, \dots, o_h]$ ，同样可以通过上述过程获得。对评价结果可能性的灰色人工评价的最终权重向量可计算公式为：

$$B = O \times W = [b_1, b_2, b_3, b_4, b_5] \quad (11)$$

最后商业银行风险的评价结果可能性，可以根据权重向量来进行排序。

五、实证研究

本文选取12家上市银行作为研究对象，数据来源于2014年中国银监会、国家统计局、国家外汇管理局、中国人民银行等公共机构的公开信息，以及中国经济社会发展统计数据库、中国宏观经济信息网、中经网统计数据库等数据库和12家上市商业银行2014年的年报。由5位专家组成评判小组，就表1中的各项指标进行单因素评判。每位专家给出各级指标的重要程度以及每个指标导致风险的可能性，一级指标重要性的得分区间如表2所示，篇幅所限，二级指标得分区间略。

表2 商业银行一级风险指标重要性得分区间

	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5
A1	[0.4,0.6]	[0.7,0.9]	[0.4,0.7]	[0.8,0.9]	[0.5,0.8]
A2	[0.6,0.8]	[0.2,0.4]	[0.3,0.6]	[0.5,0.8]	[0.4,0.5]
A3	[0.5,0.7]	[0.6,0.8]	[0.2,0.4]	[0.4,0.6]	[0.4,0.7]
A4	[0.5,0.6]	[0.4,0.6]	[0.4,0.7]	[0.3,0.5]	[0.2,0.4]

(一) 指标权重的获得

根据专家协商机制 (Sun 和 Li, 2007), 得到一级指标权重为 $W_A = (0.3215, 0.2109, 0.1987, 0.2689)$ 。

同理, 可得各二级指标权重为:

$$W_{A_1} = (0.1032, 0.1168, 0.1265, 0.1498, 0.1435, 0.1327, 0.1116, 0.1159),$$

$$W_{A_2} = (0.1986, 0.2109, 0.2365, 0.1289, 0.2251),$$

$$W_{A_3} = (0.1954, 0.1109, 0.0877, 0.2237, 0.2269, 0.1554)$$

$$W_{A_4} = (0.0459, 0.0327, 0.0699, 0.0392, 0.0539, 0.0677, 0.0736, 0.0520, 0.0732, 0.0561, 0.0845, 0.1033, 0.1123, 0.0328, 0.1029)$$

(二) 商业银行风险的灰色评价

现对样本银行 1 在 2014 年的风险状况进行灰色评价。根据专家协商机制提供的方法可得到各二级指标发生风险可能性的百分比得分; 根据公式 (6)、公式 (7) 和公式 (8) 可得各二级指标 A_{ij} 属于第 τ 个灰色层次的灰色评价系数 $r_{ij\tau}$ 。以上结果见表 3。

根据公式 (9) 可得 A_i 的 $m(i)$ 个二级属性的灰色评价权重矩阵 W_i 。根据公式 (10), 依据表 3 中数据可得各一级属性 A_i 的灰色人工评价向量 $B_i = W_{X_i} \times R_i = [b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{i5}]$ 。所有一级属性 A_i 的灰色人工评价向量组成了样本银行 1 风险预警的灰色评价权重矩阵, 用 R 表示, $R = [b_{i\tau}]_{m \times 5}$ 。根据公式 (11) 最终可得灰色评价的最终权重向量 $B = W_X \times R = [b_1, b_2, \dots, b_5]$, 最终结果见表 4。

表 3 样本银行 1 各二级指标风险可能性的百分比得分及二级指标白色系统权重矩阵

	e_1 (%)	e_2 (%)	e_3 (%)	e_4 (%)	e_5 (%)	r_{ij1}	r_{ij2}	r_{ij3}	r_{ij4}	r_{ij5}
A_{11}	50	80	70	85	75	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{12}	45	75	75	80	70	0	0.2500	0.7500	0	0
A_{13}	55	70	65	75	75	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{14}	55	65	60	70	70	0.7500	0.2500	0	0	0
A_{15}	50	65	65	75	75	0	0.7500	0.2500	0	0
A_{16}	55	65	60	60	75	0	0.2500	0.7500	0	0

A_{17}	60	70	65	75	75	0	0	0.7500	0.2500	0
A_{18}	60	65	65	75	75	0	0	0.5000	0.5000	0
A_{21}	70	30	50	70	45	0.7500	0.2500	0	0	0
A_{22}	70	30	40	70	50	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{23}	65	35	50	65	50	0	0.2500	0.7500	0	0
A_{24}	70	35	55	65	45	0	0.5000	0.5000	0	0
A_{25}	60	30	50	70	50	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{31}	65	75	30	50	55	0	0.7500	0.2500	0	0
A_{32}	65	70	35	50	50	0	0	0.2500	0.7500	0
A_{33}	60	75	35	55	55	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{34}	65	75	40	55	55	0	0	0.5000	0.5000	0
A_{35}	70	70	30	50	50	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{36}	65	75	35	55	55	0.2500	0.7500	0	0	0
A_{41}	40	50	60	40	30	0	0.5000	0.5000	0	0
A_{42}	45	50	65	35	30	0	0.2500	0.7500	0	0
A_{43}	50	55	60	40	35	0	0.500	0.500	0	0
A_{44}	55	55	65	45	30	0	0.7500	0.2500	0	0
A_{45}	55	50	60	40	30	0	0.2500	0.7500	0	0
A_{46}	60	50	70	40	40	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{47}	55	55	65	35	35	0	0	0.2500	0.7500	0
A_{48}	50	55	65	30	30	0	0.5000	0.5000	0	0
A_{49}	55	55	60	30	35	0	0	0.2500	0.7500	0
A_{410}	50	60	70	35	35	0	0.5000	0.5000	0	0
A_{412}	55	50	60	45	40	0	0.7500	0.2500	0	0
A_{413}	55	55	65	35	40	0.5000	0.5000	0	0	0
A_{414}	50	60	65	35	35	0.7500	0.2500	0	0	0
A_{415}	50	50	65	45	35	0	0	0.5000	0.5000	0

表 4 样本银行 1 的各一级指标最终灰色评价向量

	非常安全	比较安全	适中	比较危险	非常危险
A_1	0.3479	0.5841	0.0680	0	0
A_2	0.3822	0.5160	0.1018	0	0
A_3	0.2568	0.3250	0.3307	0.0875	0
A_4	0.3070	0.4015	0.1660	0.1255	0
FD	0.3143	0.5067	0.1057	0.0733	0

(三)风险预警结果的讨论与建议

1、讨论。根据灰色评价的结果和决策权重最大最优的原则，样本银行 1 的风险级别为

比较安全。而且，这个结论主要是从系统风险因素中的国际金融风险冲击 A_1 和国内宏观金融环境 A_2 得到的，而微观银行层面指标 A_4 为潜在的风险源。同理，可以计算出其他 11 个样本银行的灰色评价向量，得到中国 12 家上市商业银行的 2014 年最终评价结果（表 5）。

表 5 12 家上市商业银行的最终风险评价结果

	非常安全	比较安全	适中	比较危险	非常危险
工商银行	0.3143	0.5067	0.1057	0.0733	0
农业银行	0.2978	0.5102	0.1920	0	0
中国银行	0.2576	0.4975	0.1732	0.0717	0
建设银行	0.3021	0.5358	0.1621	0	0
交通银行	0.2395	0.4532	0.1846	0.1227	0
招商银行	0.2201	0.3331	0.4468	0	0
浦发银行	0.2772	0.2856	0.4372	0	0
兴业银行	0.2046	0.2765	0.4187	0.1002	0
中信银行	0.1998	0.3218	0.4732	0.0052	0
民生银行	0.1053	0.1534	0.5398	0.2015	0
光大银行	0.1404	0.1743	0.3084	0.3769	0
平安银行	0.1005	0.1047	0.3621	0.4327	0

其中，工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行五大国有商业银行的评价结果为比较安全，招商银行、浦发银行、兴业银行、中信银行和民生银行的评价结果为适中，光大银行和平安银行的评价结果为比较危险，其中微观银行层面指标 A_4 是光大银行和平安银行之所以得到比较危险评价的主要来源。

2、建议。实例分析说明，经济新常态下，面对越来越开放的经济与金融环境，中国五大国有商业银行的抗风险能力比较强，但是仍有潜在的风险源影响银行稳定性。而某些规模较小的民营商业银行面临较大风险，各银行需要重点防范其各自的潜在的风险因素。这进一步证明了其他研究中发现的规律：随着金融全球化与经济一体化的深入，系统风险因素即外部宏观因素对商业银行的稳健经营影响越来越大，而非系统性风险因素即银行层面的微观指标影响有减小的趋势。但是对多数商业银行来讲，尤其是对中小商业银行来讲，同样面对外部经济与金融环境的冲击，银行自身禀赋的强弱对抵御外部环境的冲击具有更加重要的现实意义。

根据以上研究结果，面对经济新常态带来的严峻挑战，要充分认识到在复杂的国内外宏观经济、金融和政治环境下，商业银行面临的各种风险并非是简单线性风险的叠加，各种风

险因素互相交织、相互影响，具有极强的关联性和传染性。我国商业银行应当在如下几个方面做好风险的管控，预防风险的发生：

(1) 转变风险管理理念，要由局部风险管理彻底向全面风险管理转变，加强风险管理工具的创新，提高综合风险管理水平。针对汇率波动、国内外利率差、短期资本流入等国际金融市场的冲击，国内宏观经济指标如 GDP 增速下滑、财政赤字增加和信贷增长率持续下降等的因素干扰，商业银行应充分加强对汇率风险、利率风险与流动性风险的统一管理；在金融创新过程中重视对操作风险、法律风险乃至文化风险的管理。

(2) 秉持稳健经营理念，切实处理好良性发展和风险控制的关系。经济新常态下，商业银行业务增长方式已由传统的单一经营模式向综合经营模式转变，由粗放式规模扩张向精细化效益增长方式转变。要把风险管理、战略管理和经营管理有机结合在一起，稳扎稳打，追求风险可控的高质量的稳健发展。认真分析自身风险管理的优劣，努力发现组织结构、员工素质、风险管理制度手段等方面存在的问题，迅速加以改进。在绩效考核中加强内控和风险管理的权重，全力实现公司发展规模、速度、效益与质量的协调统一。

(3) 苦练内功，不断完善全流程闭环全面风险管理体系。银行层面的微观指标几乎是所有商业银行风险管理的现实或潜在的短板。在重视外部风险冲击的情况下，应该继续重视内部工作流程来深化风险管理工作。厘清风险的“进口”和“出口”，实现风险的全面、全程和全方位的管理。从风险源头抓起，健全全面风险管理的各条防线，把全面风险管理贯穿于公司日常经营和管理的各个岗位和环节，最终完成资产质量管控目标、维护经营管理稳定性和连续性以及守住不发生系统性风险底线的战略目标。

六、总结

经济新常态的出现，使得商业银行的风险预警显得更为重要。在某种程度上，本文提出的基于群决策-灰色理论方法的商业银行风险预警可以弥补基于财务指标数据的传统风险预警方法的不足，尤其是在一些财务数据的危机征兆很少的时候，这样能够使得评价结果更加准确合理。研究表明提出的基于群决策-灰色理论的商业银行风险预警方法是切实可行的，该模型改进和完善了传统的商业银行风险预警系统，可以尽早识别和预警面临的所有风险，及时采取有效措施防范和化解风险，从而确保商业银行的安全稳健运行。

由于商业银行面临的内外部环境在不断变化，预警所采用的指标体系也应该随着动态变化。虽然某些风险预警模型实践中取得了一定的效果，但总体来讲应用范围依然受限。国内

外的研究与实践表明,要及时正确地对商业银行面临的风险做出有效预警是极其困难的。需要重点强调的是,由于中国具体的国情造成商业银行的运行机制与国外商业银行相比,具有一定的特殊性,因此国内商业银行风险预警研究不能照搬照抄国外的模型,尤其是模型涉及到的各种变量参数的选择,需要有所取舍与创新。

参考文献

- [1] 迟国泰、冯雪、赵志宏：《商业银行经营风险预警模型及其实证研究》，《系统工程学报》2009年第4期。
- [2] 冯业伟：《基于支持向量机和移动 Agent 技术的银行风险早期预警系统研究》，中国海洋大学博士学位论文，2011年。
- [3] 胡观林：《基于财务分析的商业银行风险预警机制探索——以国有商业银行为例》，《浙江金融》2009年第2期。
- [4] 贺晓波、张宇红：《商业银行风险预警系统的建立及其实证分析》，《金融论坛》2001年第1期。
- [5] 满媛媛：《收入多元化、金融自由化对商业银行绩效和风险的影响》，《宏观经济研究》2016年第1期。
- [6] 刘思峰、杨英杰：《灰色系统研究进展(2004—2014)》，《南京航空航天大学学报》2015年第1期。
- [7] 孙立行：《开放条件下中国金融风险预警指标体系研究》，《世界经济研究》，2012年第12期。
- [8] 寿晖、张永安：《基于 AHP-熵值法商业银行体系风险指标预警研究——来自 2003-2012 年数据》，《华东经济管理》2013年第10期。
- [9] 温珂：《动态参数神经网络的投资银行风险预测模型》，《科技通报》2015年第9期。
- [10] 扬州市农村金融学会课题组：《新常态下商业银行风险管理的对策思考》，《现代金融》2015年第10期。
- [11] 杨天宇、钟宇平：《中国银行业的集中度、竞争度与银行风险》，《金融研究》，2013年第1期。
- [12] 张小琳：《新常态下我国银行业风险分析及发展思路创新》，《商业经济研究》2015年第16期。
- [13] 郑莉莉、刘麒、姜兴坤：《我国商业银行风险预警模型的构建与检验——基于企业风险管理(ERM)的视角》，《南京审计学院学报》2014年第6期。
- [14] 中国银监会银行风险早期预警综合系统课题组：《单体银行风险预警体系的构建》，《金融研究》2009年第3期。
- [15] 周小川：《牢牢守住不发生系统性金融风险底线》，央行.
<http://finance.sina.com.cn/china/20150702/185722575158.shtml>
- [16] Chiaramonte, L., Should we trust the Z-score? Evidence from the European Banking Industry, *Global Finance Journal*, Vol.11, No.2, 2015.
- [17] F élix J., L ópez Iturriaga, and Iv á n Pastor Sanz, Bankruptcy visualization and prediction using neural networks: A study of U.S. commercial banks, *Expert Systems with Applications*, Vol.42, No.4, 2015.
- [18] Frank Betz, Silviu Oprica, Tuomas A., Peltonen and Peter Sarlin, Predicting distress in European banks, *Journal of Banking & Finance*, Vol.45, No.8, 2014.
- [19] Halil Ibrahim Erdal and Aykut Ekinci, A Comparison of Various Artificial Intelligence Methods in the Prediction of Bank Failures, *Comput Econ*, Vol.4, No.8, 2013.

- [20]Kao-Yi Shen ,and Gwo-Hshiung Tzeng, A decision rule-based soft computing model for supporting financial performance improvement of the banking industry, *Soft Comput* , Vol.19,No.4,2015.
- [21]Kolari, J. , Glennon, D., Shin, H., and Caputo, M., Predicting large US commercial bank failures, *Journal of Economics and Business*, Vol.147,No.4,2002.
- [22]Martin, D., Early warning of bank failure: A logit regression approach, *Journal of Banking and Finance*, Vol.1,No.11,1977.
- [23]Meyer, P. A. and Pifer, H. W. , Prediction of bank failures, *The Journal of Finance*, Vol.25,No.4,1970.
- [24]Olmeda, I.,Fernandez, E., Hybrid classifiers for financial multicriteria decision making: The case of bankruptcy prediction, *Computational Economics*, Vol.10,No.4,1997.
- [25]Raymond A.K., Cox,Grace W., and Wang Y., Predicting the US bank failure: A discriminant analysis[J].*Economic Analysis and Policy*, Vol.44,No.7,2014.
- [26]Sinkey, J. F., A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks , *Journal of Finance*,Vol.1,No.30,1975.
- [27]Sun J and Li H, Financial distress early warning based on group decision making. *Computers and Operations Research*, Vol.36,No.3,2009.
- [28]Tam, K. Y., Neural network models and the prediction of bank bankruptcy, *Omega*,Vol.19,No.5,1991.
- [29]Tam, K. Y. and Kiang, M., Predicting bank failures: A neural network approach, *Decision Sciences*, Vol.1,No.23,1992.
- [30]West, R. C., A factor analytic approach to bank condition, *Journal of Banking and Finance*,9,1985. Vol.9,No.6,1985.

非利息收入降低了银行的系统性风险吗？ ——基于规模异质的视角

朱 波¹ 杨文华² 邓叶峰³

【摘 要】本文在使用新近发展的成分预期损失（CES）方法对 2008~2014 年期间我国 14 家上市银行系统性风险进行度量的基础上，应用面板门槛模型对其与银行非利息收入的关系进行了分析。结果表明，银行非利息收入与系统性风险之间存在非线性关系，规模较大的银行非利息收入业务分散了系统性风险，而规模较小的银行却导致系统性风险的上升，信息披露质量方面的差异是非对称效应存在的重要原因。宏观审慎监管既要注重规模效应，又要重视中小银行非利息收入业务的潜在影响，还需关注不同银行信息披露质量方面的差异。

【关键词】系统性风险；成分预期损失；非利息收入；面板门槛模型；信息披露质量

加强宏观审慎监管、维护金融体系稳定和防范系统性风险已成为全球共识，银行“太大而不能倒”和“太关联而不能倒”等问题受到高度重视。Ibragimov et al.（2011）认为，金融机构多元化发展在分散自身风险的同时却导致风险在整个金融系统内扩散，从而诱发系统性风险。美国 2010 年出台的《多德—弗兰克法案》中的“沃尔克法则”对银行的活动范围进行了限制。非利息收入作为衡量银行业务关联性的重要指标，其对系统性风险的影响受到了众多学者的广泛关注，但不同研究得出的结论并不一致。随着我国利率市场化改革步伐的加快，商业银行非利息收入业务迅速发展，这一方面拓宽了银行的盈利渠道；另一方面也使得银行间业务关联网络日趋复杂，由此带来对金融系统稳定性的潜在影响不容忽视（Baele et al., 2007; Maudos & Soils, 2009; Saunders, 2014）。

现有文献侧重于研究非利息收入与银行个体风险之间的关系（张羽等，2010；周开国等，2012）。随着金融机构间业务关联不断增强，部分学者开始关注非利息收入对银行系统性风险的影响，但得出的结论并不一致（De, 2010; Brunnermerier et al., 2012）。张晓玫等（2014）认为，银行非利息收入对系统性风险的影响与该业务发展水平密切相关。在我国利率市场化

¹ 朱 波，西南财经大学金融学院教授

² 杨文华，西南财经大学金融学院博士研究生

³ 邓叶峰，西南财经大学金融学院硕士研究生

改革不断深化的背景下，银行非利息收入业务的发展对我国银行系统性风险有着怎样的影响？这种影响在不同类型的银行之间是否存在显著差异？相关影响与银行信息披露质量是否相关？对这些问题进行深入研究具有重要的理论意义和现实意义。

本文在 Banulescu et al. (2015) 系统性风险测度方法的基础上，运用面板门槛模型考察非利息收入与系统性风险之间的关系。与既有文献不同的是，我们不仅实证分析了非利息收入与系统性风险之间的非线性关系，还将非利息收入分解为手续费和佣金收入及其他非利息收入，分别考察它们与系统性风险的关系，并基于信息披露质量视角对这种非线性关系进行解释。

本文的结构安排如下：第一部分回顾文献并阐述研究的内容和出发点；第二部分介绍研究设计，包括数据来源、系统性风险的测度、变量的定义和计算过程、面板门槛模型等；第三部分进行实证分析；第四部分是结论和政策建议。

一、文献综述

2008 年国际金融危机爆发后，全球在改革金融监管体系和维护金融体系稳定方面进行了积极探索，加强宏观审慎监管已成为金融监管改革的重要内容之一。宏观审慎监管政策有效实施的关键是系统性风险的合理测度和对顺周期效应的深入分析。在商业银行转型的过程中，随着非利息收入占比不断提高，银行非传统业务的顺周期效应逐步显现，因此有必要深入分析非利息收入对银行系统性风险的影响及深层次原因。

（一）系统性风险及测度

系统性风险是指可能导致金融体系部分或全部受损进而致使大范围金融服务紊乱并对实体经济造成严重影响的风险（FSB, 2011; BIS, 2011），具有外部性、复杂性和传染性等特征。Alessandri et al. (2009) 认为，不能有效评估和测度系统性风险是金融危机发生的原因之一。诸多学者基于不同视角发展了数量众多的系统性风险测度方法，这些方法大致可以划分为两类⁴。

一类方法是基于银行财务数据和银行间双边敞口数据的测度方法。包括指标法（BCBS, 2011; 郭卫东, 2013）和网络模型法（Mistrulli & Paolo, 2011; Gauthier et al., 2012; 范小云等, 2012; 隋聪等, 2014; 李程枫等, 2015）。前者简单直观，但存在指标选取随意性和

⁴ Acharya et al (2010) 认为监管当局更加关注发生金融危机时个体银行对整个金融系统的风险贡献，以便加强对风险贡献大的金融机构的监管，本文所说的系统性风险和 Huang et al. (2009)、范晓云等 (2011) 提出的系统性风险贡献意义相同。

权重确定主观性等问题，系统性风险贡献也无法直接测度。后者考虑了银行间的网络关联效应，但难以获取数据，一般只对银行倒闭情境下导致的系统性风险进行分析，很少关注源于市场风险因子冲击而产生的系统性风险，因而在实践应用中存在诸多困难。

另一类方法是基于金融市场收益率数据的测度方法。包括保险溢价法（Huang et al., 2009）、Shapley 值法（Tarashev et al., 2010）、 ΔCoVaR 方法（Adrian et al., 2011; Girardi & Ergun, 2013）、MES 和 SRISK 等方法（Acharya et al., 2011）等。在这些方法中， ΔCoVaR 和 MES 的使用频率较高。尽管如此，Jiang（2012）和 Benoit et al.（2013）等认为， ΔCoVaR 只考虑了收益率分布的 α 分位数，不能很好的捕捉尾部传染风险；MES 虽能兼顾“太大而不能倒”和“太关联而不能倒”两个维度，但忽视了金融机构风险特质的影响，也无法直接判定金融机构的系统重要性（Banulescu & Dumitrescu, 2015）。

（二）非利息收入与系统性风险

现有研究对非利息收入与银行系统性风险之间的关系尚未得出一致结论。Thakor（2007）认为基于交易的银行经营活动会导致较高的系统性风险，但这种影响是否来自于非传统的银行经营活动并不明确。Ivashina 和 Lerner（2010）认为，非利息收入中的投资银行业务呈现顺周期性，从而导致系统性风险。De（2010）基于极值理论方法测度了系统性风险并对其与非利息收入间的关系进行了考察，发现银行非利息收入有助于银行系统性风险的降低。Brunnermerier et al.（2012）基于 ΔCoVaR 方法测度系统性风险得出的结论是，银行非利息收入的业务的发展会导致系统性风险的上升。DeYoung（2013）认为，非利息收入的不同组成部分对银行系统性风险有着不同的影响，而 Wagner（2010）和 Ibragimov et al.（2011）基于社会福利视角构造了一个均衡模型来分析银行分散化经营对系统性风险的影响，得出的结论是前者对后者的影响存在一个最优值。

De Jonghe et al.（2015）认为，银行非利息收入与系统性风险之间存在非线性关系，两者之间的关系与银行规模和制度环境等因素有关。一方面，小银行由于信息透明度较差、公司治理不完善，更有动力从事高风险的经营活动，从而诱发系统性风险（Flannery et al., 2004）。另一方面，小银行缺乏复杂的风险管理技术和经验丰富的风险管理人员，在开展多元化业务时更容易产生系统性风险（Milbourn et al., 1999）。此外，与大银行不同的是，小银行更少受到监管层和投资者关注，在从事冒险活动时受到的制约相对较小（Freixas et al., 2007）。

综上所述，在我国利率市场化改革不断深化的背景下，准确度量系统性风险并深入研究

其与银行非利息收入之间的关系对我国宏观审慎监管政策的实施和金融体系稳定的维护都有着重大的意义。 ΔCoVaR 和 MES 等常用方法在测度系统性风险方面存在一定局限, 银行非利息收入与系统性风险之间关系的相关研究还未得出一致结论。本文基于成分预期损失 (CES) 方法测度了银行系统性风险, 在此基础上运用面板门槛模型对其与非利息收入之间的非线性关系进行分析, 并从银行信息披露质量视角进行了解释, 以期宏观审慎监管政策的制定和实施提供参考。

二、研究设计

(一) 样本和数据

本文选取 2008-2014 年期间 14 家上市商业银行的财务数据来分析银行非利息业务与系统性风险之间的关系。由于农业银行和光大银行上市较晚, 故在样本中予以剔除。银行体系收益率由各家银行收益率使用市值加权的方法计算得到, 银行季度系统性风险值是每日数据的平均值。股票市场交易数据和银行财务数据来自锐思数据库, 不良贷款率数据由上市银行季报和年报信息整理得到, 个别缺失数据使用三次样条插值方法补齐。

(二) 系统性风险的测度

Banulescu & Dumitrescu (2015) 认为, 成分预期损失方法 (CES) 不仅考虑了银行规模、市值和杠杆率对系统性风险度量的潜在影响, 还对未来的系统性风险具有良好的预测功能, 因而在系统风险度量方面比 ΔCoVaR 和 MES 方法更具优势, 我们也能据此对金融机构的系统重要性程度进行排序。因此, 这里使用 CES 方法来度量我国金融机构的系统性风险大小。

假设银行系统包含 n 家银行, r_{it} 为银行 i 在 t 时刻的收益率, r_{mt} 为银行体系在 t 时刻的市值加权收益率, w_{it} 为市值权重。银行体系的整体风险可以用预期损失 (ES) 来度量, ES 定义为当金融体系市场收益率 r_{mt} 低于门槛值 C 时银行的预期损失,

$$ES_{mt-1}(C) = -E_{t-1}(r_{mt} | r_{mt} < C) \quad (1)$$

银行 i 的成分预期损失可以表示为

$$CES_{it-1} = -w_{it} \frac{\partial E_{t-1}(r_{it} | r_{mt} < C)}{\partial w_{it}} \quad (2)$$

这里使用 Engle et al. (2002) 的二元市场波动率模型来对金融体系和单个银行收益率的时变波动率进行建模,

$$\begin{cases} r_{mt} = \sigma_{mt} \varepsilon_{mt} \\ r_{it} = \sigma_{it} \varepsilon_{it} = \sigma_{it} \rho_{it} \varepsilon_{mt} + \sigma_{it} \sqrt{1 - \rho_{it}^2} \varepsilon_{it} \\ v_t \square (\varepsilon_{mt}, \varepsilon_{it}) \sim F \end{cases} \quad (3)$$

σ_{mt} 和 σ_{it} 分别表示金融体系与单个银行的条件标准差, 时间序列 v_t 的均值为 0、方差为 1 且独立同分布, F 是一个形式未知的分布。

根据式 (2) 和 (3) 可以将银行 i 在 t 时刻的成分预期损失表示为

$$\begin{aligned} CES_{it}(C) &= w_{it} MES_{it}(C) = -w_{it} E_{t-1}(r_{it} | r_{mt} < C) \\ &= -w_{it} \sigma_{it} E_{t-1}((\rho_{it} \varepsilon_{mt} + \varepsilon_{it} \sqrt{1 - \rho_{it}^2}) | \varepsilon_{mt} < C / \sigma_{mt}) \\ &= -w_{it} [\sigma_{it} \rho_{it} E_{t-1}(\varepsilon_{mt} | \varepsilon_{mt} < C / \sigma_{mt}) + \sigma_{it} \sqrt{1 - \rho_{it}^2} E_{t-1}(\varepsilon_{it} | \varepsilon_{mt} < C / \sigma_{mt})] \end{aligned} \quad (4)$$

这意味着单家金融机构的成分预期损失是市场波动率 σ_{mt} 、金融机构波动率 σ_{it} 、权重 w_{it} 、时变相关系数 ρ_{it} 和金融机构尾部预期损失的函数。

市场波动率 σ_{mt} 和金融机构波动率 σ_{it} 可以用 GJR-GARCH 模型来估计, 时变相关系数 ρ_{it} 可以由 DCC-GARCH 模型得到。由于时间序列 v_t 的分布未知, 尾部预期损失可以使用非参数高斯核估计的方法来得到,

$$E_{t-1}(\varepsilon_{mt} | \varepsilon_{mt} < c) = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{mt} \Phi(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h})}{\sum_{t=1}^T \Phi(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h})} \quad (5)$$

$$E_{t-1}(\varepsilon_{it} | \varepsilon_{mt} < c) = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \Phi(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h})}{\sum_{t=1}^T \Phi(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h})} \quad (6)$$

$c = C / \sigma_{mt}$ 在这里表示阈值, 我们将其设定为市场收益率分布的 5% 分位数, h 为非参数高斯核估计的窗宽, Scaillet (2005) 认为, 最优窗宽为 $h = T^{-1/5}$, Φ 为高斯核函数。

(三) 变量的选取与定义

1. 非利息收入。非利息收入主要反映银行的经营结构, 这里用非利息收入业务占总营业收入的比率来测度。非利息收入还可以进一步分解为手续费和佣金收入及其他非利息收入, 其中手续费及佣金收入比较稳定, 是银行非利息收入的主要组成部分。

2. 银行规模。大多数学者认为规模与银行系统性风险之间存在较强的关系, 规模较大的

银行可以通过多元化经营来分散个体风险,但业务复杂性和关联性的上升也可能导致银行系统性风险上升 (Moore & Zhou, 2013)。此外,规模越大的银行越容易受到政府的隐形担保,道德风险的频繁发生致使系统性风险增大 (Huang et al., 2012)。

3.股权市账比。该指标反映了银行的经营能力,高股权市账比意味着银行经营质量较好,但股价被高估的可能性也较大,投资者面临着较大的市场风险。部分研究认为股权市账比较高的银行系统性风险也较高 (Adrian et al., 2011; 张晓玫和毛亚琪, 2014)。

4.负债权益比。该指标反映了银行的资产结构,可以用来表示银行杠杆率的高低。Dell et al. (2014) 认为,过高的杠杆率往往带来较高的系统性风险,而 Berger et al. (2006) 得出的结论是,若银行杠杆率降低,在业绩排名压力下银行高管有动机从事高风险业务,违约概率增加有可能导致银行系统性风险增加。

5.不良贷款率。该指标衡量的是银行信贷质量。不良贷款率越高,银行面临的违约风险越大。Greenwood et al. (2015) 认为,在信贷网络存在的条件下,单家银行违约风险的上升会导致银行体系系统性风险的上升。

6.贷款比率。该指标反映了银行的收入结构。贷款比率越高,银行传统业务的占比就越高,银行受经济波动影响的幅度就越大,但这反过来又降低了业务复杂性。朱波和卢露 (2014) 得出的结论是,贷款比率与银行系统性风险紧密相关。

7.净资产收益率。该指标反映的是银行盈利能力。较高的净资产收益率意味着银行能较好地抵御风险,及时吸收潜在损失。刘春志和范尧熔 (2015) 认为,高净资产收益率会降低银行系统性风险。

(四) 实证模型与估计方法

基于上述分析,银行非利息收入与系统性风险可能存在非线性门槛效应,为了避免人为划分门槛带来的偏误,我们选择 Hansen (1999) 的面板门槛模型来考察两者之间的关系:

$$CES_{it} = \mu_i + \theta' x_{it-1} + \beta_1 NII_{it-1} I(AT_{it-1} \leq \gamma) + \beta_2 NII_{it-1} I(AT_{it-1} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$CES_{it} = \mu_i + \theta' x_{it-1} + \beta_1 NCII_{it-1} I(AT_{it-1} \leq \gamma) + \beta_2 NCII_{it-1} I(AT_{it-1} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$CES_{it} = \mu_i + \theta' x_{it-1} + \beta_1 NOII_{it-1} I(AT_{it-1} \leq \gamma) + \beta_2 NOII_{it-1} I(AT_{it-1} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

θ' 、 β_1 和 β_2 是解释变量的回归系数, γ 为门槛值, $I(\cdot)$ 是示性函数, μ_i 为银行的个体效应, CES_i 为成分预期损失, NII_i 、 $NCII_i$ 和 $NOII_i$ 分别表示银行 i 的非利息收入占比、手续费和

佣金收入占比及其他非利息收入占比， x 为前述解释变量， ε_{it} 为随机干扰项。

为了得到参数的估计值，我们先对模型进行固定效应转换，利用“格点搜索法”确定模型门槛值 γ 并进行参数估计；其次使用“自助抽样法”构造似然比统计量，给出其临界值；最后，使用这些临界值来检验门槛效应是否显著，得到门槛值 γ 的置信区间。

三、实证分析

（一）系统性风险度量及时变性分析

基于 CES 方法度量的银行系统性风险的平均值如图 1 所示。银行体系系统性风险时变性特征较为显著，系统性风险在 2008-2012 年期间整体上呈下降趋势，但在 2013-2014 年期间则呈上升态势。2013 年年中银行间市场出现的“钱荒”事件和 2014 年以来宏观经济低迷导致的银行不良贷款率持续上升使得银行系统性风险有所上升⁵。表 1 给出的是 14 家上市银行在危机前（2008 年 1 月-2008 年 12 月）和危机后（2009 年 1 月-2014 年 12 月）两个时期中的系统重要性排序结果，两个时期中的排序具有较强的一致性，工商银行、建设银行、中国银行和交通银行基本上都位于较为靠前的位置。这与现实情况较为吻合，因此 CES 方法是我国银行系统性风险度量较为合适的方法⁶。

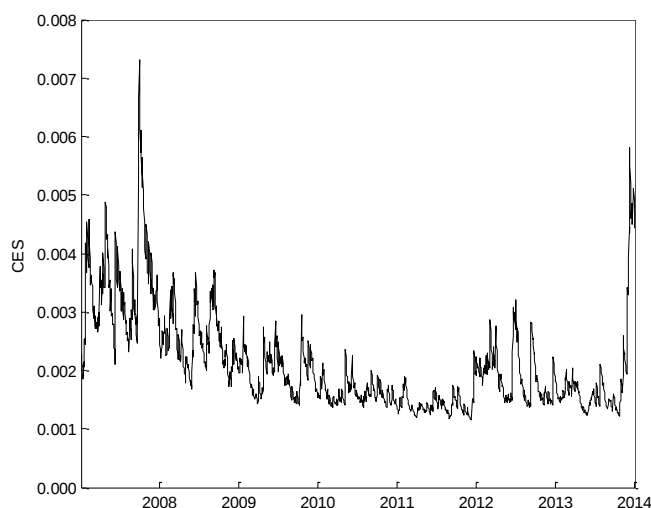


图 1 上市银行 CES 的均值

表 1 还报告了两个时期中各家银行的系统性风险贡献度。金融危机前四大国有商业银行的系统性风险贡献度占比为 73.9%，股份制银行的贡献度占比为 26.1%，而在危机后的贡献

⁵ 根据中国银监会发布的信息，我国 2014 年银行体系的季度不良贷款率分别为 1.04%、1.08%、1.16%和 1.25%，同比增加 8.33%、3.85%、7.41%和 7.76%，环比增加 8.33%、12.51%、19.59%和 25.01%。

⁶ 张晓玫和毛亚琪使用长期边际预期损失（LRMES）方法来测度系统性风险得出的结论是，金融危机后我国银行系统性风险一直呈递减趋势，这与我们的结论不同，也与现实情况不相符合。

度占比分别为 64.6%和 35.4%。由于股份制银行在银行间市场等业务中的占比逐渐增加,规模对我国银行业系统性风险的影响呈下降态势,而网络关联程度则呈上升态势。因此,对我国商业银行的系统性风险监管而言,既要注重规模效应,也要注意新兴业务网络关联程度的潜在影响。

表 1 上市银行的系统重要性排名及贡献度

危机前 (2008 年 1 月-2008 年 12 月)				危机后 (2009 年 1 月-2014 年 12 月)			
排名	名称	CES 均值	贡献度	排名	名称	CES 均值	贡献度
1	工商银行	0.0134	27.2327	1	工商银行	0.0061	22.9799
2	建设银行	0.0118	24.0422	2	建设银行	0.0056	21.1535
3	中国银行	0.0073	14.8813	3	中国银行	0.0036	13.0647
4	交通银行	0.0037	7.7689	4	交通银行	0.0020	7.3574
5	招商银行	0.0034	7.2051	5	招商银行	0.0016	6.0352
6	中信银行	0.0021	4.5842	6	兴业银行	0.0016	6.1187
7	兴业银行	0.0016	3.4420	7	中信银行	0.0014	5.4570
8	浦发银行	0.0016	3.3713	8	浦发银行	0.0013	5.0199
9	民生银行	0.0012	2.4415	9	民生银行	0.0012	4.7848
10	北京银行	0.0007	1.5546	10	平安银行	0.0007	2.7048
11	平安银行	0.0006	1.2584	11	北京银行	0.0005	2.0794
12	华夏银行	0.0006	1.1833	12	华夏银行	0.0005	1.8277
13	宁波银行	0.0003	0.5871	13	宁波银行	0.0002	0.7858
14	南京银行	0.0002	0.4472	14	南京银行	0.0002	0.6310

(二) 变量计算及描述性统计分析

由表 2 可以看出,我国银行业的系统性风险差异较大,整个样本期的最小值为 0.0021,最大值却达到 0.0151。就非利息收入而言,我国上市银行的占比均不高,但银行间差距较大,且非利息收入主要来自于手续费和佣金收入。负债权益比最小值为 7.1011,最大值为 42.3746,均值为 16.7776,标准差为 4.6753,表明我国银行业的负债权益比个体差异较大。用于衡量银行信贷风险的不良贷款率最小值为 0.3400,最大值为 5.1500,均值为 0.9727,表明我国银行业信贷风险存在一定的个体差异。反映银行盈利能力的净资产收益率最小值为 -0.0057,最大值为 28.7100,标准差为 3.2228,说明我国银行的盈利能力的个体差异性较明显。

表 2 变量计算及描述性统计分析

变量名称	变量计算	均值	标准差	最小值	最大值
银行系统性风险 (CES)	具体计算见公式(4)	0.0021	0.0024	0.0001	0.0151
银行规模 (AT)	银行总资产的对数值	28.3290	1.3051	25.1371	30.6418
银行非利息收入 (NII)	非利息收入/总营业收入	0.1640	0.0916	0.0001	0.3651
手续费和佣金收入 (NCII)	手续费和佣金收入/总营业收入	0.1427	0.0574	0.0285	0.2841
其他非利息收入 (NOII)	其他非利息收入/总营业收入	0.0260	0.0655	-0.2240	0.2353

股权市账比 (MB)	股权市值/股权账面价值	1.7213	0.9459	0.6361	6.3377
负债权益比 (DTE)	总负债/所有者权益	16.7776	4.6753	7.1011	42.3746
不良贷款率 (NPL)	不良贷款/贷款总额	0.9727	0.5382	0.3400	5.1500
贷款比率 (LA)	贷款总额/总资产	0.4733	0.1207	0.0009	0.6950
净资产收益率 (ROE)	净利润/所有者权益	0.5364	3.2228	-0.0057	28.7100

(三) 门槛模型的估计与检验

为了确定模型的具体形式, 需要确定门槛值的个数。参照 Hansen 的方法, 我们分别对模型一 (方程 7)、模型二 (方程 8) 和模型三 (方程 9) 设定为不存在门槛效应、存在单一门槛效应、双重门槛效应和三重门槛效应四种情形, 然后进行模型的估计与检验。由表 3 可以看出, 模型一中的单一门槛效应在 1% 的置信水平下显著, 双重门槛效应在 10% 置信水平下显著, 而三重门槛效应不显著; 模型二无论是单一门槛效应还是双重门槛效应和三重门槛效应均在 1% 的置信水平下显著; 模型三中的单一门槛效应在 5% 的置信水平下显著, 双重门槛效应和三重门槛效应均不显著。因此, 我们将模型一、模型二和模型三分别设置为单一门槛模型、三重门槛模型和单一门槛模型。

使用格点搜索法得到模型一的门槛值为 29.895 (0.962 万亿), 模型二的门槛值分别为 29.183 (0.472 万亿)、29.872 (0.940 万亿) 和 30.216 (1.331 万亿), 模型三的门限值为 29.653 (0.755 万亿)。因此, 我们可以对银行的规模大小进行如下划分: (1) 在 2008-2009 年期间, 仅工商银行属于大规模银行, 其余 13 家银行均属于小规模银行; (2) 在 2010-2014 年期间, 工商银行、建设银行和中国银行都位于大规模银行之列, 其余 11 家银行都属于小规模银行。这种划分方法与 2014 年 1 月中国银监会公布《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》中的划分结果较为吻合⁷。

表 3 门槛效应检验

	模型一			模型二			模型三		
	门槛一	门槛二	门槛三	门槛一	门槛二	门槛三	门槛一	门槛二	门槛三
<i>F</i> 值	117.9110***	7.0410*	4.3390	48.8220***	27.9720***	40.5050***	29.7510**	8.5390	9.1760
<i>p</i> 值	0.0000	0.0831	0.1201	0.0000	0.0020	0.0021	0.0101	0.2701	0.1271

注: *p* 值和临界值是使用 Bootstrap 方法抽样 300 次得到的, ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 下同。

(四) 实证结果及分析

⁷ 《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》规定, 上一年度被巴塞尔委员会认定为全球重要性银行的商业银行或上一年年末调整后表内外资产余额为 1.6 万亿人民币以上的商业银行为国内系统重要性银行。

表 4 门槛模型估计结果

	模型一		模型二		模型三	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
CONS	-0.0107**	-1.85	-0.0136***	-2.37	-0.0003	-0.03
AT	0.0005***	2.32	0.0005***	2.85	0.0003	0.92
MB	0.0005***	5.09	0.0005***	5.17	0.0006***	5.21
DTE	-0.0001***	-2.91	-0.0001***	-2.82	-0.0001***	-2.98
NPL	0.0005***	4.83	0.0007***	5.73	0.0006***	4.74
LA	-0.0016***	-3.49	-0.0017***	-3.22	-0.0095***	-6.08
ROE	-0.0053*	-1.68	-0.0057**	-1.78	-0.0070**	-1.93
NII (AT≤29.895)	0.0018***	2.13				
NII (AT>29.895)	-0.0080***	-7.62				
NCII (AT≤29.183)			-0.0000	-0.00		
NCII (29.183<AT≤29.872)			0.0068***	5.79		
NCII (29.872<AT≤30.261)			-0.0002***	-4.25		
NCII (AT>30.261)			-0.0080***	-6.64		
NOII (AT≤29.653)					-0.0004***	-5.06
NOII (AT>29.653)					-0.0153***	-5.21
F 值	F=28.76		F=26.08		F=15.72	

在确定门槛值的基础上,表 4 分别对模型一、模型二和模型三进行门槛效应回归。上述结果表明,规模与银行系统性风险存在正向关系,这与大多数的研究相一致。股权市账比和不良贷款率参数估计值均在 1%水平下显著为正,说明较高的股权市账比和不良贷款率会增加银行的系统性风险,较高的股权市账比意味着该银行的价值被明显高估,投资者面临较大的市场风险,由此增加了金融市场的不稳定性。较高的不良贷款率则意味着银行存在较大的信贷风险,在信贷网络存在的情况下,这会增大银行的系统性风险。负债权益比、贷款比率和净资产收益率的回归系数均在 1%水平下显著为负,这与高国华等(2011)的结论类似。

从核心解释变量来看,当银行规模小于 29.895 时,非利息收入与银行系统性风险正相关;当银行规模大于 29.895 时,非利息收入与银行系统性风险负相关。可能是由于规模大的银行具有较好的风险管理能力、较高的信息披露质量,因此非利息收入在增加大规模银行收益的同时并未带来风险的显著增加,从而有助于金融体系的稳定。

模型进一步将银行的非利息收入分解为手续费和佣金收入及其他非利息收入。结果表明,当银行的规模在 29.183 至 29.872 之间时,手续费和佣金收入与银行的系统性风险呈正相关;当规模大于 29.872 时,手续费和佣金收入与系统性风险表现出负相关关系。DeYoung (2013)认为,银行的手续费和佣金收入来源比较稳定,可以减少宏观经济波动对银行的冲击,降低银行系统性风险,但该业务与传统业务的关联性也可能导致系统性风险的上升。就

我国的实际情况而言⁸，大规模银行的存款替代效应较弱，增加手续费和佣金收入有助于银行的收入稳定，从而降低银行系统性风险；中小银行存款替代效应较强，这种业务的叠加增加了银行间的网络关联，导致了银行的系统性风险上升。无论是大规模银行还是小规模银行，其他非利息收入与系统性风险均呈负相关。这和已有的研究结论不同，可能的原因在于其他非利息收入在我国银行体系的总收入中占比极小，业务种类较少，风险较为可控，其他非利息收入业务的发展在增加银行收入的同时分散了银行的系统性风险。上述结果表明，银行非利息收入与系统性风险的非线性效应主要来自手续费和佣金收入。

（五）基于信息披露质量视角的解释

为深入探讨非利息收入与系统性风险间的非线性关系，本文基于信息披露质量的视角深入考察非线性关系的产生原因。Ellis（2014）认为，较高的信息披露质量能够使公众和监管当局及时了解银行的风险程度，便于投资者和监管当局根据银行的信息披露做出相关决策，增强了对银行冒险行为的外部约束，从而有利于金融系统的稳定。Vauhkoen（2012）实证研究表明资本要求稳定金融系统作用的发挥依赖于信息披露质量，信息披露质量越高，则提高资本要求对稳定金融系统的作用就越大。由于我国上市商业银行的信息披露存在差异，其对银行风险承担的约束也不尽相同。鉴于此，我们分别考察不同信息披露质量下大规模银行和小规模银行的非利息收入与系统性风险之间的关系。采用 Kim & Verrechia（2001）提出的 KV 指数法度量银行的信息披露质量⁹，将我国上市银行的信息披露质量划分为高信息披露质量和低信息披露质量，依据上文中银行规模门槛值 29.895 将上市银行划分为大规模银行和小规模银行，使用固定效应对面板模型一（方程 7）重新进行估计，结果如表 5 所示。

表 5 不同信息披露质量下非利息收入与系统性风险关系估计结果

	高信息披露质量				低信息披露质量			
	大规模银行		小规模银行		大规模银行		小规模银行	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
CONS	-0.0418	-1.04	-0.0208	-1.03	0.0498***	2.53	-0.0042	-1.4
AT	0.0016	1.19	0.0001	1.55	-0.0014***	-2.36	0.0002**	1.88
MB	0.0013***	2.56	0.0001***	2.81	0.0007***	2.24	0.0002***	3.66
DTE	-0.0002***	-2.08	-0.0001***	-3.38	-0.0001	-1.53	-0.0001***	-3.75
NPL	0.0030***	6.70	0.0001	0.88	0.0012***	3.24	0.0001	1.13

⁸ 根据各上市公司的年报我们发现，在 2008-2014 年间，我国三大国有商业银行（除农业银行外）平均手续费与佣金收入占非利息收入业务比重为 84.41%，其他商业银行占比 83.23%。因此，相对于三大国有商业银行，其他商业银行的投资与交易等顺周期业务占比更高一些。我们进一步发现，2008-2014 年期间我国三大国有商业银行的平均同业拆借率（同业间资产/同业间负债）为 107.93%，其他商业银行平均同业拆借率为 119.12%，这也意味着其他商业银行的网络关联程度更加复杂，风险的传染效应可能更强。

⁹ 关于 KV 指数的详细介绍和季度 KV 值的计算详见 Kim & Verrechia（2001）、周开国等（2011）和翟光宇等（2014）。KV 值越大，意味着信息披露质量越低。

LA	0.0001	0.06	-0.0002***	-1.81	-0.0117***	-2.95	-0.0013***	4.48
ROE	-0.0136	-0.79	-0.0006	0.67	-0.0023	-0.21	0.0002	0.10
NII (AT≤29.895)			-0.0002	-0.7			0.0010***	2.51
NII (AT>29.895)	-0.0045*	-1.64			0.0019*	1.70		
F 值	F=5.16		F=23.02		F=23.02		F=12.22	

由表 5 可以看出,在高信息披露质量下,大规模银行和小规模银行的非利息收入与系统性风险均呈负相关,但小规模银行的负相关关系不显著;在低信息披露质量下,无论大规模银行还是小规模银行其非利息收入与系统性风险均呈正相关。这是因为在信息披露质量较高时,市场约束的增强迫使银行从事稳健的经营活动,从而降低了系统性风险;而在信息披露质量较低时,市场约束难以发挥作用,银行往往倾向于从事投资与交易等高风险经营活动,容易导致金融系统的不稳定。因此,银行信息披露质量差异是非利息收入与系统性风险间存在非线性关系的重要原因。

我们进一步依据规模门槛值将 KV 指数划分为两组,结果如图 2 所示。由图 2 可以看出,我国上市银行的信息披露质量波动较大,尤其是 2012-2013 年信息披露质量较差,但 2014 年情况有所好转,可能是因为我国 2014 年 1 月推出了《商业银行全球系统重要性评估指标披露指引》,该指引明确了商业银行的信息披露主体和要求,提高了商业银行的信息披露质量。大规模银行的信息披露质量明显高于小规模银行信息披露质量,这进一步论证了大规模银行非利息收入与银行系统性风险负相关的重要原因在于大规模银行的信息披露质量较高,使得外部监督更加容易,避免了银行从事高风险的经营活动。

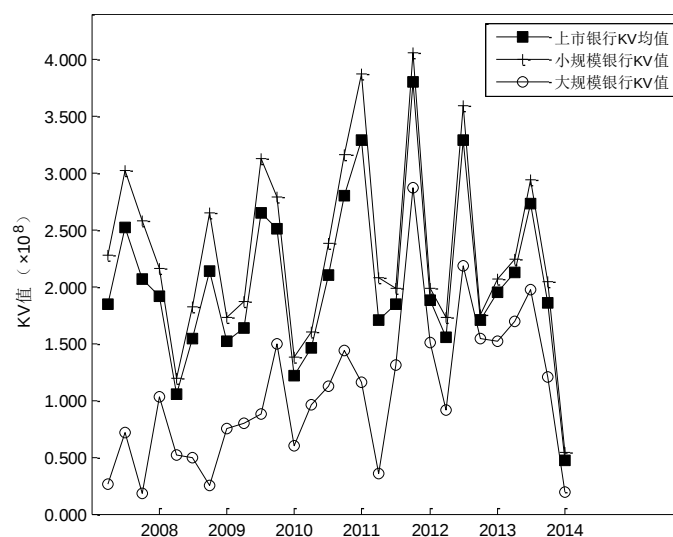


图 2 上市银行 KV 值

四、结论与启示

本文基于 CES 方法计算了我国 14 家上市银行的系统性风险大小,对银行非利息收入与系统性风险之间的关系进行了考察。研究表明:(1) CES 能捕捉到极端情况下的尾部风险,较好的反映银行系统性风险的时变特征,是一个理想的系统性风险测度指标。(2) 规模尧股权市账比及不良贷款率对系统性风险的影响显著为正,负债权益比、贷款比率和净资产收益率的影响则显著为负。(3) 非利息收入及其组成部分与系统性风险存在非对称关系。具体来说,小规模银行非利息收入与系统性风险呈正相关,大规模银行非利息收入则与系统性风险呈负相关,这种非线性关系主要来自手续费和佣金收入。(4) 非利息收入对银行系统性风险存在非线性影响的重要原因在于不同规模的银行信息披露质量存在差异。

本文的研究对于我国当前的银行监管具有重要启示:首先,监管当局需要考虑政策对个体银行影响的差异。利率市场化虽然有助于银行的转型,但这一过程中可能产生的金融体系系统性风险不容忽视。其次,监管当局不仅要重视银行规模,还要密切关注银行业务范围对系统性风险的影响。对已中小银行来说,风险管理能力不足,非利息收入占比过高并不利于金融系统稳定¹⁰。最后,监管当局应强化银行的信息披露要求,同时设计激励机制鼓励银行自愿披露相关信息,强化外部监督等软约束,切实防范银行的系统性风险。

¹⁰ 截止 2014 年,我国国有商业银行的非利息收入占比、手续费与佣金收入占比及其他非利息收入占比分别为 0.28、0.21 和 0.07;上市股份制银行的占比分别为 0.29、0.24 和 0.05;城市商业银行的比率分别为 0.16、0.15 和 0.01。其中,非利息收入占比最高和最低的分别是招商银行和宁波银行,比例分别为 0.35 和 0.12。

参考文献

- [1] 范小云,王道平,方意.我国金融机构的系统性风险贡献测度与监管——基于边际风险贡献与杠杆率的研究[J].南开经济研究,2011(4): 3-20.
- [2] 范小云,王道平,刘澜庵.规模、关联性与中国系统重要性银行的衡量[J].金融研究,2012(11): 16-30.
- [3] 高国华,潘英丽.银行系统性风险度量——基于动态 CoVaR 方法的分析[J].上海交通大学学报,2011(12): 1753-1759.
- [4] 郭卫东.中国上市银行的系统重要性评估——基于指标法的实证分析[J].当代经济科学,2013(2): 28-35.
- [5] 李程枫,陈可嘉,陈一非,廖为鼎.基于网络传导分析法的我国银行间风险传染效应研究[J].金融发展评论,2015(1): 67-86.
- [6] 刘春志,范尧熔.银行贷款集中与系统性风险——基于中国上市商业银行(2007—2013)的实证研究[J].宏观经济研究,2015(2): 94-107.
- [7] 隋聪,迟国泰,王宗尧.网络结构与银行系统性风险[J].管理科学学报,2014(4): 57-70.
- [8] 周开国,李涛,张燕.董事会秘书与信息披露质量[J].金融研究,2011(7): 167-181.
- [9] 周强,杨柳勇.论中国系统重要性银行识别——市场模型法还是指标法[J].国际金融研究,2014(9): 70-79.
- [10] 翟光宇,武力超,唐大鹏.中国上市银行董事会秘书持股降低了信息披露质量吗? ——基于2007-2012年季度数据的实证分析[J].经济评论,2014(2): 127-138.
- [11] 张晓玫,毛亚琪.我国上市商业银行系统性风险与非利息收入研究——基于 LRMES 方法的创新探讨[J].国际金融研究,2014(11): 23-35.
- [12] 朱波,卢露.我国上市银行系统重要性度量及其影响因素[J].财经科学,2014(12): 39-50.
- [13] 张羽,李黎.非利息收入有利于降低银行风险吗? ——基于中国银行业的数据[J].南开经济研究,2010(4): 69-91.
- [14] 周开国,李琳.中国商业银行收入结构多元化对银行风险的影响[J].国际金融研究,2011 (5): 57-66.
- [15] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR. Working Paper, Princeton University (2011).
- [16] Acharya V, Pedersen L, Philippon T, et al. Measuring systemic risk [J]. NYU Working Paper, 2010.
- [17] Baele L, De Jonghe O, Vander Vennet R. Does the Stock Market Value Bank Diversification? [J]. Journal of Banking & Finance, 2007 (7): 1999-2023.
- [18] Banulescu D, Dumitrescu E. Which Are the SIFIs ? [J]. Journal of Banking and Finance, 2015 (4): 575-588.
- [19] Benoit S, Colliard J, Hurlin C, et al. Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk. Available at SSRN 2577961, 2015.

- [20]Berger A, Bonaccorsi N, Patti E. Capital Structure and Firm Performance: A New Approach to Testing Agency Theory and an Application to the Banking Industry [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2006 (4): 1065-1102.
- [21]Duffie, Darrel, Andreas Eckner, et al. Frailty Correlated Default [J]. *Journal of finance*, 2009 (5):2089-2123.
- [22]Dell’Ariccia G, Laeven L, Marquez R. Real Interest Rates, Leverage and Bank Risk-taking. [J]. *Journal of Economic Theory*, 2014 (1):65-69.
- [23]Ellis L., Haldane A., Moshirian F. Systemic risk, governance and global financial stability [J].*Journal of Banking and Finance*, 2014(45):175-181.
- [24]Jonghe D. Back to the Basics in Banking? A Micro-Analysis of Banking System Stability [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2010 (3): 387-417.
- [25]Flannery M, Kwan S, Nimalendran M. Market Evidence on the Opaqueness of Banking Firm’s Assets [J]. *Journal of Financial Economics*, 2004 (3):419-460.
- [26]Freixas X, Loranth G, Morrisson A D. Regulating Financial Conglomerates [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2007 (4):479-514.
- [27]Girardi G, Ergun. Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimate of CoVaR [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013 (8):3169-3180.
- [28]Greenwood R, Landier A, Thesmar D. Vulnerable Banks [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015 (3): 471-485.
- [29]Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999 (2):345-368.
- [30]Huang, Xin, Hao Zhou, Haibin Zhu. A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009 (11):2036-2049.
- [31]Huang X, Zhou H, Zhu H. Systemic risk contributions [J]. *Journal of financial services research*, 2012 (2):55-83.
- [32]Ibragimov R, Jaffee D, Walden J. Diversification Disasters [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011 (2): 333-348.
- [33]Kim O, Verrecchia E. The Relation Among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information [J].*The Accounting Research*, 2001 (4):633-654.
- [34]Maudos J, Soils L. The Determinants of Net Interest Income in the Mexican Banking System: An Integrated Model [J].*Journal of Banking and Finance*, 2009 (10):1920-1931.
- [35]Mistrulli, Paolo, Emilio. Assessing Financial Contagion in the Interbank Market: Maximum Entropy Versus

- Observed Interbank Lending Patterns [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011 (5):1114-1127.
- [36]Milbourn, Boot T, Thakor V, et al. Megamergers and Expanded Scope: Theories of Bank Size and Activity Diversity [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1999 (2):195-214.
- [37]Muller, J. Two Approaches to Assess Contagion in the Interbank Market [J]. *Swiss National Bank* (December), 2003.
- [38]Moore K, Zhou C. Too Big to Fail or Too Non-traditional to Fail? The Determinants of Banks' Systemic Importance. Available at SSRN 1993059, 2013.
- [39]Robert F, Engle. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models [J].*Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, (3):339-351.
- [40]Scaillet O. Nonparametric Estimation and Sensitivity Analysis of Expected Shortfall [J]. *Mathematical Finance*, 2004, (1): 115-129.
- [41]Sylvain Benoit, Colletaz Gilbert, Hurlin Christophe. A Theoretical and Empirical Comparison of Systemic Risk Measures. Available at SSRN 1973950, 2013.
- [42]Vauhkonen J. The impact of pillar 3 disclosure requirements on bank safety [J].*Journal of Financial Services Research*, 2012(41):37-49.
- [43]Wagner W. Diversification at Financial Institutions and Systemic Crises [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2010 (3): 373-386.
- Young D, Robert, Torna G. Non-traditional Banking Activities and Bank Failures during the Financial Crisis [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2013 (3): 397-421.

Does the Non-interest Income of China's Listed Banks Reduce the Systemic Risk? An Analysis Based on the Perspective of Size Heterogeneity

Zhu Bo Yang Wenhua Deng Yefeng

Abstract: Base on the measurement of the systemic risk by the new method of Component Expected Shortfall (CES), this paper uses panel threshold models to analyze the relationship between the systemic risk of China's listed banks and their non-interest income during the period from 2008 to 2014. The results show that there exists a nonlinear relationship. The non-interest income of bigger banks can diversify their systemic risk, but the corresponding business of smaller banks leads to an increasing effect. The difference of information disclosure quality can explain this kind of non-symmetric effect. The macro-prudential regulation should attach importance to the size effects, emphasize the potential influence of the non-interest income of small banks, and pay attention to the difference of information disclosure quality.

Keywords: Systemic Risk; Component Expected Shortfall; Non-Interest Income; Panel Threshold Model; Quality of Information Disclosure

人民币分行业名义有效汇率及其对我国分行业股票收益率的影响

邹宏元¹ 游 晋² 付 霞³

【摘 要】本文利用我国主要贸易伙伴对人民币的双边汇率和双边贸易流编制了八个主要工业制造业的分行业名义有效汇率,比较分析了其统计特征和影响因素,并将其运用到股票市场,分析了分行业名义有效汇率对分行业股票收益率的影响。研究表明:首先,八个行业的名义有效汇率在长期内走势趋同,但是其相对数值以及波动程度存在一定差异。其次,美元、欧元和日元对各行业名义有效汇率的影响程度依次递减,各影响因素的作用程度在不同时期和不同行业间均存在较大的差异。第三,汇率变动对不同行业股票市场的影响各不相同。第四,相对于加总的有效汇率,分行业有效汇率对股票收益率变动的解释力度更强,该研究结果验证了编制分行业名义有效汇率的必要性。

【关键词】分行业名义有效汇率; 国际竞争力; 主要国际货币; 股票收益率

一、引 言

随着全球经济一体化和我国改革开放的不断发展,中国经济与世界经济间的关系越来越密切。作为外贸依存度较高的开放大国,人民币汇率变动对我国宏观经济的影响受到国内外相关学者和实业界的广泛关注。随着人民币加入 SDR 和人民币国际化进程的不断深入,汇率在我国国民经济中的作用地位将与日俱增,汇率波动将成为宏观经济不确定性的重要来源之一。自 2014 年 3 月起,人民币对美元双边汇率一改 2005 年 7 月汇改以来单边升值的状态,出现升值和贬值双向变化趋势。2015 年 8 月 11 日中国人民银行进一步改革汇率形成机制,提高了汇率形成机制的市场化和汇率的弹性。在人民币汇率波动幅度增大和变动方向不确定性的背景下,国内相关学者对人民币汇率波动的关注也越发密切。

有效汇率的概念最早是由 Hirsch 和 Higgins (1970) 提出的,它是指一个经济体货币价

¹ 邹宏元,西南财经大学金融学院

² 游 晋,西南财经大学经济学院

³ 付 霞,中国人民银行雅安市中心支行

值相对于其主要贸易伙伴货币价值的加权平均数。国际货币基金组织（IMF）和国际清算银行（BIS）以及美联储（FRS）和欧洲央行（ECB）等先后计算并公布有效汇率。随着我国经济的日益开放以及汇率波动弹性的增大，各行业面临的汇率风险不断增大。由于在我国不同贸易行业中其贸易伙伴的重要性有所差异，所以为了反映我国不同行业的国际竞争力，本文力图编制分行业名义有效汇率，并对其进行相关应用研究。

本文其他部分的安排如下：第二部分是分行业名义有效汇率相关研究的文献回顾；第三部分是分行业名义有效汇率的编制、统计特征分析及相关实证研究；第四部分是本文的结论和相关政策建议。

二、文献回顾

Goldberg（2004）在探讨美元有效汇率贬值问题时认为总的有效汇率不能反映不同行业国别贸易结构的差异。他通过构建 30 个行业的有效汇率研究了分行业有效汇率对不同行业利润的影响，并将研究结果与加总的有效汇率的影响程度进行对比，得出分行业有效汇率的解释力更有说服力的结论。Sato 等（2012）以日本出口额为权重计算日本分工业行业名义有效汇率指数，对比研究了日元对美元双边汇率、BIS 公布的加总的有效汇率以及分行业有效汇率变动对各行业出口价格和股价指数的影响，得出分行业名义有效汇率能够更好地解释不同行业国际竞争力的结论。

我国学者早期关于有效汇率的研究多集中于国家宏观层面。近些年来，基于行业层面的研究有所增加，国内学者开始计算分行业有效汇率，并探究其与各行业经济变量之间的关系。陈学彬、李世刚和芦东（2007）选取各类商品出口占比排名前五的国家作为主要贸易伙伴，以其出口额为权重编制对应行业的有效汇率，然后考察汇率变动对各行业商品出口价格的传递率，得出人民币汇率升值会显著影响出口商品价格，但是不同行业商品价格对汇率波动的反映各异，汇率频繁波动对低附加值的劳动密集型产业影响较大的结论。陈斌开等（2010）选取我国 14 个主要贸易国，并以其出口占比确定权重，计算了我国 11 个行业的名义有效汇率，分析了各行业汇率对出口价格的影响，得出汇率变化对我国各行业的出口价格的影响有所不同的结论。邹宏元和罗大为（2013，2014）以各贸易伙伴出口占比为权重，计算了我国 20 个行业的名义有效汇率和八个主要工业制造业行业的真实有效汇率，分析了各行业名义有效汇率的差异与原因、分行业有效汇率对各行业出口值和出口价格的影响以及各行业实际有效汇率对其出口量的动态影响。李颖帅（2014）使用国际标准产业分类，将我国的 22 种

制造业重新分类为12类行业，然后选择14个出口目的地经济体作为贸易伙伴，以出口额确定权重计算各行业的实际有效汇率，并将各行业有效汇率与加总的有效汇率进行比较，然后进行要素分解，分析了各行业国际竞争力的影响因素。

从上述可知，国外学者主要研究了分行业有效汇率对各行业利润、出口价格以及股价指数等的影响，国内学者主要研究分行业有效汇率对各行业出口量、出口价格等的影响。所以本文旨在编制分行业名义有效汇率，并分析其统计特征和影响因素，进而研究分行业名义有效汇率对分行业股票收益率的影响；与此同时，通过对比研究总的有效汇率对各行业股票收益率变动影响的解释力度，验证分行业名义有效汇率在进行行业层面研究中的有效性。

三、分行业名义有效汇率编制及其相关实证研究

（一）分行业名义有效汇率的编制

1. 分行业名义有效汇率编制要素的确定

本文将出口额作为选择贸易伙伴以及计算权重的要素。按照海关协调制度（HS）分类方法，选择1995年至2013年间出口额在我国出口总额中占比始终超过70%的机械设备、纺织原料及制品、贱金属及其制品、杂项制品、运输设备、化工产品、精密仪器及设备以及塑料、橡胶及其制品等八个行业作为研究对象。参照欧洲央行编制有效汇率的做法，以2004—2013年这10个年度中至少有1年在我国出口总额中占比超过1%为标准，选择出中国香港、印度、印度尼西亚、日本、马来西亚、新加坡、韩国、泰国、阿联酋、越南、中国台湾、比利时、英国、德国、法国、意大利、荷兰、西班牙、俄罗斯、巴西、加拿大、美国 and 澳大利亚等23个主要贸易伙伴，这23个贸易伙伴每一年度对我国出口总值中的占比保持在79%左右，足以反映我国的出口贸易状况。再根据同一标准，在这23个主要贸易伙伴中选出各行业的主要贸易伙伴，并假定所选贸易伙伴的出口额之和等于我国该行业的出口总值，以确保各贸易伙伴权重之和为1。为及时反映贸易国别结构变化引起的有效汇率的变动，本文将权重的调整周期定为1年。即以上一年度的出口占比作为下一年度计算分行业有效汇率的权重。本文选择2005年7月22日（汇改后的第一日）为基期编制2005年7月22日——2014年7月22日的名义有效汇率日数据。

2. 编制分行业有效汇率的理由

如表1所示，同一贸易伙伴在我国出口总额中的占比与其在具体某一行业中的占比并不相同，同一贸易伙伴在不同行业出口额中的占比也存在较大的差异。例如，2013年中国香

港在我国总出口额中占比 17.41%，但从分行业角度看，在机械设备行业占比很小，仅为 2.54%，而在精密仪器及设备行业中所占份额却高达 31.31%。所以，为精确地衡量不同国家货币对不同行业国际竞争力的影响，有必要以各行业的国别出口结构为权重计算分行业名义有效汇率。

表 1 2013 年主要贸易伙伴在出口总额以及各行业出口额中占比情况 单位：%

	香港	美国	欧元区	日本	韩国	英国	俄罗斯	越南	印度
总出口额	17.41	16.67	9.71	6.80	4.13	2.31	2.24	2.20	2.19
机械设备	2.54	17.92	9.81	6.40	4.56	1.87	1.57	1.62	2.16
纺织原料及制品	6.96	14.21	11.73	9.56	2.44	3.29	3.56	4.83	1.43
贱金属及其制品	3.88	12.73	8.64	4.92	7.46	1.93	2.47	3.77	2.73
杂项制品	4.25	28.24	12.64	6.40	1.70	4.44	1.70	0.65	1.39
运输设备	9.55	13.89	6.02	4.66	2.84	2.32	2.74	1.28	1.29
化工产品	2.80	12.11	11.71	7.25	6.41	1.82	1.63	2.57	9.10
精密仪器及设备	31.31	11.71	7.12	6.55	5.20	1.20	1.63	1.69	1.76
塑料、橡胶及其制品	6.74	20.12	21.93	5.81	2.27	2.87	2.73	1.71	2.54

数据来源：根据中经网统计数据库整理所得。

3. 分行业名义有效汇率的编制方法

本文参考各权威机构和主要发达经济体计算名义有效汇率的方法，以主要贸易伙伴在相关行业中的出口份额为权重，计算人民币与主要贸易伙伴各期双边汇率的几何加权平均值，然后采用帕氏指数法对得到的数据进行链接以计算分行业名义有效汇率。计算公式如公式 1 和公式 2 所示。

$$E_{j,t} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{ER_{i,t}}{ER_{i,t-1}} \right)^{w_{j,i,t}} \quad (1)$$

$$NEER_{j,t} = 100 * E_{j,1} * E_{j,2} * \dots * E_{j,t-1} * E_{j,t} \quad (2)$$

公式 1 中 $ER_{i,t}$ 表示以第 i 国货币表示的人民币价格，n 为各行业包含的主要贸易伙伴的数目，由于各行业的主要贸易伙伴存在差异，所以在计算各行业名义有效汇率过程中，各行业货币篮子中囊括的货币数目 n 或许会不一样； $w_{j,i,t}$ 表示计算 j 行业名义有效汇率时，第 i 国在 t 期的权重，即第 i 国上一年度在我国 j 行业出口总额中的比重； $E_{j,t}$ 表示行业 j 的名义有效汇率 NEER 第 t 期相对于前一期（t-1 期）的变化，即 $E_{j,t} = NEER_{j,t} / NEER_{j,t-1}$ ，其中 $NEER_{j,t}$ 表示行业 j 第 t 期的名义有效汇率，和公式 2 中的 $NEER_{j,t}$ 意义相同。综上，

根据 $ER_{i,t}$ 的定义以及名义有效汇率的计算方法可知, 名义有效汇率上升代表人民币升值。

图 1 展现了本文分行业名义有效汇率的计算过程。

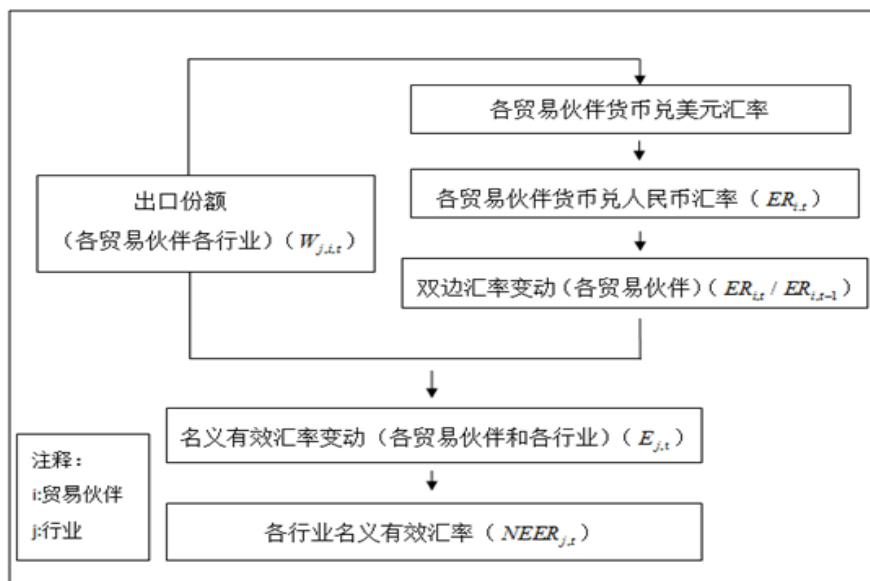


图 1 名义有效汇率编制流程图

注: 主要贸易伙伴对美元汇率数据来源于彭博社数据终端

(二) 分行业名义有效汇率的统计特征分析

表 2 中的统计量解释了分行业名义有效汇率的差异和各行业出口竞争力的差异, 其中运输设备行业的出口竞争力较强, 且持久稳定, 贱金属及其制品行业的出口竞争力相对较弱, 且不稳定, 易受人民币汇率水平波动的影响。运输设备行业名义有效汇率的均值和最大值最小意味着该行业的出口竞争力更大; 贱金属及其制品行业的名义有效汇率均值最大, 最大值仅次于化工产品行业的最大值, 表明该行业的出口竞争力相对较弱。从各行业名义有效汇率的波动情况来看, 贱金属及其制品行业的名义有效汇率波动最大, 即其出口竞争力易受人民币汇率水平波动的影响; 运输设备行业的名义有效汇率相对其他行业比较稳定, 这说明该行业的出口竞争力水平较为稳定。

表 2 分行业名义有效汇率日数据描述性统计量 (2005/7/22—2014/7/22)

	机械设备	纺织原料 及制品	贱金属及 其制品	杂项制 品	运输设备	化工产 品	精密仪器 及设备	塑料、橡胶 及其制品
均值	114.16	114.26	115.60	114.47	112.98	113.78	114.46	114.58
最小值	98.77	98.58	97.74	98.89	98.33	97.79	99.25	98.82
最大值	132.18	134.50	136.78	133.11	130.87	137.01	132.60	134.38
标准差	9.66	9.99	11.32	10.02	9.20	10.93	9.22	10.11

注: 所有行业的名义有效汇率计算的基期都为 2005 年 7 月 22 日。

The chart displays the price index for eight categories of goods from July 2005 to July 2014. The Y-axis represents the price index, ranging from 95 to 140. The X-axis shows time in months, with labels every 12 months (e.g., Jul-05, Jan-06, Jul-06, Jan-07, Jul-07, Jan-08, Jul-08, Jan-09, Jul-09, Jan-10, Jul-10, Jan-11, Jul-11, Jan-12, Jul-12, Jan-13, Jul-13, Jan-14, Jul-14). The categories and their corresponding line styles are:

- 化工产品 (Chemical products): Solid blue line with square markers.
- 塑料、橡胶及其制品 (Plastics, rubber and their products): Solid red line.
- 纺织原料及制品 (Textile raw materials and products): Dashed brown line.
- 贱金属及其制品 (Base metals and their products): Solid black line.
- 机械设备 (Machinery): Dotted blue line with diamond markers.
- 运输设备 (Transportation equipment): Solid black line.
- 精密仪器及设备 (Precision instruments and equipment): Dashed blue line.
- 杂项制品 (Miscellaneous products): Solid black line.

The chart shows a general upward trend in the price index over the period, with significant fluctuations. A major peak occurs in early 2009, followed by a sharp decline and then a recovery. The price index for most categories remains relatively stable between 110 and 120 from 2010 onwards, with a notable peak in early 2014 reaching approximately 135 for the 化工产品 category.

注：月度数据是分行业名义有效汇率日数据的算术平均（2005/7/22=100）。

随着汇率形成机制的不断改革与完善,汇率管理也更具难度。考察各主要国际货币对分行业名义有效汇率的影响不仅能够反映各主要国际货币对我国各行业国际竞争力的影响,还能为参考一篮子货币调节的汇率形成机制提供一定的参考,进而更好地发挥汇率管理在稳定和发展经济中的重要作用。

Frankel 和 Wei (1994) 最早通过研究主要国际货币对某一经济体汇率的影响来确定汇率对主要货币的盯住程度。本文运用 Frankel-Wei 模型研究我国分行业名义有效汇率受美元、

欧元和日元等主要货币的影响，回归方程如下：

$$\Delta \ln(NEER_{j,t}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln\left(\frac{USD}{CNY_t}\right) + \beta_2 \Delta \ln\left(\frac{Euro}{CNY_t}\right) + \beta_3 \Delta \ln\left(\frac{JPY}{CNY_t}\right) + e_t \quad (3)$$

公式3中 $\Delta \ln$ 表示自然对数的一阶差分， $NEER_{j,t}$ 表示j行业在t期的名义有效汇率，

由本文编制所得， $\frac{USD}{CNY_t}$ 、 $\frac{Euro}{CNY_t}$ 和 $\frac{JPY}{CNY_t}$ 分别表示美元、欧元和日元表示的人民币价格，上述三种货币对人民币的双边汇率来自彭博数据终端。

2、样本区间划分和分阶段实证结果分析

2008年全球金融危机爆发后，中国政府一度加强对汇率的管制，人民币汇率波动图出现断层。为提高各主要货币在不同时期对分行业名义有效汇率影响程度的可比性，本文在进行全样本期分析的同时，还进行了剔除断层期的分阶段研究。公式3中各序列的平稳性检验结果显示，所有自然对数序列的一阶差分序列在1%的显著水平下都是平稳的，所以可直接进行回归。模型的拟合优度都保持在70%以上，且F检验的伴随概率都接近于零，模型不存在自相关和异方差问题，回归结果具有很好的指导意义。

表3 各主要货币对各工业行业名义有效汇率的影响

时期、货币 行业	2005/7/25—2014/7/22			2005/7/25—2008/8/29			2010/10/6—2014/7/22		
	美元	欧元	日元	美元	欧元	日元	美元	欧元	日元
机械设备	0.556	0.252	0.053	0.620	0.240	0.074	0.512	0.238	0.074
纺织原料及制品	0.463	0.308	0.127	0.535	0.262	0.160	0.410	0.304	0.146
贱金属及其制品	0.417	0.306	0.026	0.528	0.273	0.064	0.328	0.283	0.071
杂项制品	0.587	0.300	0.050	0.679	0.268	0.052	0.491	0.302	0.092
运输设备	0.469	0.328	0.047	0.550	0.297	0.084	0.433	0.302	0.060
化工产品	0.344	0.319	0.072	0.451	0.296	0.111	0.278	0.300	0.093
精密仪器及设备	0.573	0.177	0.082	0.622	0.165	0.124	0.527	0.176	0.084
塑料、橡胶及其制品	0.550	0.268	0.055	0.634	0.242	0.074	0.476	0.263	0.082

注：变量全部在1%的显著性水平下显著。

表3列出了各主要货币在不同阶段对各行业名义有效汇率影响程度的回归结果，并得出以下结论：

第一，美元、欧元和日元对我国各行业名义有效汇率的影响程度依次递减，美元和欧元对各行业名义有效汇率的影响程度分别大于美国和欧洲在我国对应行业出口额中的比重，日元则不然。美元对各行业名义有效汇率的影响在各阶段都超过30%，在影响最大的行业，其影响程度甚至接近60%，这或许是由于我国部分主要贸易伙伴实行盯住或者部分盯住美

元的汇率制度造成的。欧元的影响程度说明其对我国各行业的名义有效汇率存在重要的影响,日元的影响程度较小与日元国际化进程受阻,在世界范围内影响力下降的事实是吻合的。

第二,金融危机后美元对各行业名义有效汇率的影响程度明显下降。金融危机爆发以前,除化工产品行业受其影响程度为 45.1%以外,其他行业名义有效汇率受美元的影响程度都超过 50%,由此可见将美元作为人民币汇率形成机制中主要的篮子货币是合理的。金融危机后,美元的影响程度大幅减小,如对化工产品行业和贱金属及其制品行业名义有效汇率的影响下降幅度超过了 60%。美元影响程度的下降可能是危机后美元国际影响力下降和我国主要贸易伙伴放松对美元的盯住,实行更加灵活的汇率政策造成的。

第三,各主要货币对不同行业名义有效汇率的影响存在较大的差异。美元对机械设备、精密仪器及设备以及杂项制品的名义有效汇率的影响程度较大,在各个样本期间均约为 50%,但对化工产品行业名义有效汇率的影响在各个阶段都较小。欧元对精密仪器及设备行业有效汇率的影响远远低于对其他行业的影响,日元对纺织原料及制品行业有效汇率的影响远远高于对其他行业的影响。本文认为货币当局可以根据产业结构调整的需要,调节汇率机制中货币篮子的构成,以保证行业汇率的稳定,通过汇率形成机制的管理有序推动我国产业升级。

(四) 分行业名义有效汇率在股票市场中的运用及有效性检验

由于不同行业对外开放的程度不同,因此不同行业暴露在汇率风险下的程度也不相同。现有文献中不乏探讨汇率变动对我国各行业股票市场影响的研究,但使用的是总的汇率,本文做出了改进,研究的是分行业名义有效汇率对机械设备、纺织原料及制品、贱金属及其制品和塑料、橡胶及其制品等四个行业股票收益率的影响。

1、股票行业指数的选择

相较于其他行业指数,深圳证券交易所编制的深证行业分类指数的行业分类能更好地对应于出口行业分类,本文选择其作为各行业股价指数的代理变量,将深证综合指数作为整个股票市场股价指数的代理变量。

2、模型的设定和数据来源

本文借鉴了 Adler 和 Dumas(1983)和 Jorion(1991)在研究汇率风险定价对美国股票市场影响所使用的两因素和多因素模型,来考察分行业有效汇率变动对股票收益率的影响,参见公式 4。

$$\Delta \ln(\text{StockIndex}_{j,t}) - \Delta \ln(\text{SZZH}_t) = c + \alpha \Delta \ln(\text{NEER}_{j,t}) + \mu_t \quad (4)$$

其中, $StockIndex_{j,t}$ 和 $SZZH_t$ 分别代表行业 j 在 t 时期的股价指数和股票市场综合指数, 数据来自 RESSET 金融研究数据库的深证行业指数和深证综合指数。 $NEER_{j,t}$ 代表行业 j 在 t 时期的名义有效汇率, 由本文编制得出。 $\Delta \ln$ 代表自然对数的一阶差分。

3、实证结果分析

对各序列进行单位根检验, 检验结果显示公式 4 中各自然对数的一阶差分序列在 1% 的显著水平下是平稳的。根据赤池信息准则和 SC 标准确定的滞后阶数 2, 因果检验结果表明各行业有效汇率变动是股票收益率变动的单向 Granger 原因。

对公式 4 进行分阶段回归, 表 4 列示了不同样本期间内汇率变动对分行业股票收益率的影响。金融危机以前汇率变动对各行业股票收益率的影响比较显著, 这可能与 2005 年汇率制度改革后人民币升值预期明确造成的。不同行业股票收益率对汇率变动的反应各不相同。汇率变动在各阶段对纺织原料及制品行业股票收益率的影响都不显著。人民币汇率变动对塑料、橡胶及其制品有正向冲击, 这可能是由该行业的进出口属性决定的。塑料、橡胶及其制品的原材料很大一部分依赖于进口, 人民币升值意味着企业生产成本的降低和利润的上升, 这反映在股票市场即为利好, 故而股票收益率有所上升, 这也体现了塑料、橡胶及其制品行业作为原材料进口企业的特征。贱金属及其制品行业的股价在各样本期间都受到汇率变动显著的负向冲击, 且其受汇率变动的影响也最大, 这与前文中各行业名义有效汇率统计特征中贱金属及其制品行业的波动率最大, 出口竞争力受汇率变动影响相对较大的结论是一致的。人民币汇率变动对机械设备股票收益率的负向影响在金融危机前显著, 这与这个行业作为出口导向型行业的属性是相符的, 人民币升值不利于行业出口利润的增加, 表现在股票市场上即为利空。

表 4 汇率变动对不同行业股票收益率的影响

样本区间	2005/7/25 ~ 2013/03/01			
被解释变量	$\Delta \ln(NEER)$		R^2	DW
$\Delta \ln(StockIndex) - \Delta \ln(SZZH)$	系数	t 统计量		
机械设备	0.0145	(0.2478)	0.000036	1.8332
纺织原料及制品	0.0163	(0.2398)	0.000034	1.8428
贱金属及其制品	-0.3770 ***	(-5.7973)	0.019320	1.8470
塑料、橡胶及其制品	0.1317 *	(1.6733)	0.001639	1.7474
样本区间	2005/7/25 ~ 2008/08/29			

被解释变量	$\Delta \ln(\text{NEER})$		R^2	DW
$\Delta \ln(\text{StockIndex}) - \Delta \ln(\text{SZZH})$	系数	t 统计量		
机械设备	-0.2397 *	(-1.9371)	0.005192	1.9102
纺织原料及制品	-0.0877	(-0.5586)	0.000434	1.8131
贱金属及其制品	-0.2929 *	(-1.790)	0.004437	1.8489
塑料、橡胶及其制品	0.2821 *	(1.6796)	0.003908	1.7681
样本区间	2010/10/08 ~ 2013/03/01			
被解释变量	$\Delta \ln(\text{NEER})$		R^2	DW
$\Delta \ln(\text{StockIndex}) - \Delta \ln(\text{SZZH})$	系数	t 统计量		
机械设备	-0.0066	(-0.0893)	0.000015	1.9811
纺织原料及制品	-0.0331	(-0.4062)	0.000314	1.7760
贱金属及其制品	-0.3968 ***	(-3.7505)	0.026093	1.9376
塑料、橡胶及其制品	-0.0330	(-0.3507)	0.000234	1.9001

注：*、**和***分别表示变量在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

4、分行业名义有效汇率有效性检验

为验证分行业名义有效汇率的有效性,本文选取股票收益率在各阶段受汇率变动影响都比较显著的塑料、橡胶及其制品行业和贱金属及其制品行业作为研究对象,分别探究分行业名义有效汇率和总的有效汇率对这两个行业的股票收益率在不同样本区间内的影响,分行业名义有效汇率由本文编制的日数据计算得出,总的有效汇率来源于国际清算银行公布的月度数据。

表 5 不同名义有效汇率变动对各行业股票收益率的影响

行业	汇率	系数	t 统计量	R^2
贱金属及其制品	样本区间: 2005/09~2013/02			
	NEER_BIS	-0.5640 **	-2.2716	0.055392
	NEER_SJ	-0.5765 **	-2.2674	0.055199
	样本区间: 2005/09~2008/08			
	NEER_BIS	-0.9730 *	-1.7679	0.084190
	NEER_SJ	-1.4811 **	-2.3071	0.135359
	样本区间: 2010/10~2013/02			
	NEER_BIS	-1.3377 **	-2.7152	0.214480
	NEER_SJ	-1.4464 **	-2.7222	0.215354
行业	汇率	系数	t 统计量	R^2
塑料、橡胶及其制品	样本区间: 2005/09~2013/02			
	NEER_BIS	0.5719 *	1.8979	0.039324
	NEER_JS	0.8024 *	1.8810	0.038652

样本区间：2005/09~2008/08			
NEER_BIS	0.8896	1.4406	0.057527
NEER_JS	1.7487 *	1.9702	0.102465
样本区间：2010/10~2013/02			
NEER_BIS	0.4789	1.4493	0.072178
NEER_JS	0.8216 *	1.8111	0.108317

注：*、**和***分别表示变量在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

如表 5 列示了两种汇率对股票收益率影响的检验结果。相对于总的有效汇率，分行业有效汇率对各行业股票收益率变动的解释更有说服力，具体表现为回归系数的显著性更好和解释力度更强两方面。从回归系数的显著性方面来看，在金融危机前后两个样本期间内，分行业有效汇率变动对塑料、橡胶及其制品行业股票收益率的影响是显著的，而总的行业有效汇率的影响并不显著。在金融危机爆发前的样本区间内，分行业有效汇率对贱金属及其制品行业股票收益率的影响在 5%的显著性水平下显著，而总的有效汇率的影响则仅在 10%的显著性水平下显著。从汇率变动对股票收益率变化解释的力度来看，分行业有效汇率在每个样本区间对每个行业股票收益率影响的回归系数都大于总的有效汇率，这意味着股票市场对分行业有效汇率变动的反应更加灵敏。如在整个样本期内，对应行业名义有效汇率和总的名义有效汇率每升值一个百分点，塑料、橡胶及其制品行业股票收益率分别上升 0.80%和 0.57%。

四、结论与政策建议

本文编制了八个行业的名义有效汇率，并对其进行描述性统计和相关实证研究，研究结果如下：

结论一：八个行业的名义有效汇率在长期内走势趋同，但是其相对数值以及波动程度有所差异。运输设备行业的出口竞争力较强，且持久稳定；贱金属及其制品行业的出口竞争力相对较弱，且不稳定，易受人民币汇率水平波动的影响。各行业名义有效汇率在不同时期的相对地位有所变化，说明金融危机对各行业出口竞争力的影响程度的差异。

结论二：美元、欧元和日元对我国各行业名义有效汇率的影响程度依次递减，美元对我国各行业出口竞争力起到决定性的影响作用。各主要货币对不同行业名义有效汇率的影响存在较大的差异，金融危机后受美元国际影响力下降和我国主要贸易伙伴放松对美元的盯住，实行更加灵活汇率的影响，美元对各行业名义有效汇率的影响程度明显下降。

结论三：汇率变动对各行业股票收益率的影响各不相同。塑料、橡胶及其制品，纺织原料及制品，贱金属及其制品以及机械设备等四个行业都出现汇率变动到股票收益率的单向因

果关系。纺织原料及制品股票收益率受汇率变动的影响并不显著，原材料进口的塑料、橡胶及其制品行业在股票市场受到汇率变动的正向冲击，出口导向型的贱金属及其制品行业和机械设备行业在股票市场上受到汇率变动的负向冲击。

结论四：在回归系数的显著水平和汇率影响的解释力度方面，分行业有效汇率都优于总的有效汇率，能更好地解释汇率变动对各行业股票收益率的影响，验证了分行业有效汇率作为衡量各行业国际竞争力指标的有效性。

随着人民币加入 SDR 和人民币国际化进程的不断深化，在人民币汇率形成机制完善过程中，可以参考主要国际货币对我国有效汇率的影响程度来调整这些货币在我国货币篮子中的比重。在我国产业结构调整 and 开放过程中，应考虑不同行业分行业有效汇率的特点，进行有效的汇率管理。

参考文献

- [1] Adler, M. and Dumas, B., International portfolio choice and corporation finance: A synthesis, *Journal of Finance*, Vol.38, 1983.
- [2] Frankel, J.A. and Wei, S.J., Yen bloc or dollar bloc? Exchange rate policies of the east Asian economies, macroeconomic linkage: Savings, exchange rates, and capital flows, *NBER-EASE*, No. 3:295~333, 1994.
- [3] Goldberg, L., Industry-specific exchange rates for the United States, *FRBNY Economic Policy Review*, Vol.10, No.1, 2004.
- [4] Hirsch, F. and Higgins, I., An indicator of effective exchange rate, *Staff Papers - International Monetary Fund*, Vol.17, No.3:1~6, 1970.
- [5] Jorion, P., The pricing of exchange rate risk in the stock market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.26, 1991.
- [6] Sato, K., Shimizu, J., Shrestha, N., and Zhang, S., The construction and analysis of industry-specific effective exchange rates in Japan, *RIETI Discussion Paper Series*, No. 43, 2012. <http://www.rieti.go.jp/en/>.
- [7] 陈学彬、李世刚、芦东：《中国出口汇率传递率和盯市能力的实证研究》，《经济研究》2007 年第 12 期。
- [8] 陈斌开、万晓莉、傅雄广：《人民币汇率、出口品价格与中国出口竞争力——基于产业层面数据的研究》，《金融研究》2010 年第 12 期。
- [9] 李颖帅：《基于行业层面的真实有效汇率测度与分析》，《宏观经济研究》2014 年第 4 期。
- [10] 邹宏元、罗大为：《中国分行业名义有效汇率研究》，《国际金融研究》2013 年第 9 期。
- [11] 邹宏元、罗大为：《人民币分行业实际有效汇率及其对我国各行业出口量的影响》，《数量经济技术经济研究》2014 年第 11 期。

人民币汇率变动、市场竞争与企业创新

余静文¹

【摘要】经济效率的改善和增进依赖于创新投入及其带来的创新能力的增强，创新是决定经济发展的关键因素。本文基于人民币汇率制度改革，研究汇率变动对企业创新的影响，尝试从微观层面揭示汇率在中国经济转型和增长驱动模式转变中的重要角色。研究发现，人民币升值强化了企业创新动机，提高了企业新产品产值占工业总产值比重以及新产品产值。以 1998 至 2007 年为样本区间，人民币实际有效汇率提高 1%，出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高 0.098 个百分点，新产品产值提高幅度为 2.36%。人民币升值引起的市场竞争加剧促进了企业创新，长期来看，这将有助于产业结构升级和经济增长模式的转型。

【关键词】创新；汇率变动；双重差分法

一、引言

2008 年国际金融危机爆发后，全球在改革金融监管体系和维护金融体系稳定方面进行了积极探索，加强宏观审慎监管已成为金融监管改革的重要内容之一。宏观审慎监管政策有效实施的关键是系统性风险的合理测度和对顺周期效应的深入分析。在商业银行转型的过程中，随着非利息收入占比不断提高，银行非传统业务的顺周期效应逐步显现，因此有必要深入分析非利息收入对银行系统性风险的影响及深层次原因。

近十年（2005-2014）中国经济年均增长 9.8%，出口导向型的发展战略在中国经济发展过程中发挥了重要的作用。根据国家统计局的数据，货物和服务净出口对国内生产总值增长贡献率在 2006 年达到 14.7%。按贸易总额占 GDP 比重衡量的贸易依存度从 21 世纪初的 43.08% 上升到 2013 年的 50.24%，其中 2006 年贸易依存度达到峰值 70.55%（图 1）。值得注意的是，从 2005 年之后人民币汇率变动和出口贸易的关系来看，汇率变动与出口贸易的相关性较弱。2005 年人民币汇率形成机制改革后，人民币出现较为快速的升值，至 2013 年，人民币实际有效汇率累计升值 36.83%，对美元的升值幅度为 32.27%。除去全球金融危机肆虐最为严重的时期 2009 年，中国出口增速都保持在较高水平，特别是 2005 年汇改之后的两

¹ 余静文，武汉大学经济与管理学院讲师

年，出口仍然保持在 20%以上增长。从跨国经验来看，美元长期贬值下出现了美国贸易赤字不断加剧；广场协议之后日元对美元的升值也未能改变日本对美国的持续贸易顺差的局面。这都表明汇率变动和贸易的联系并不紧密。

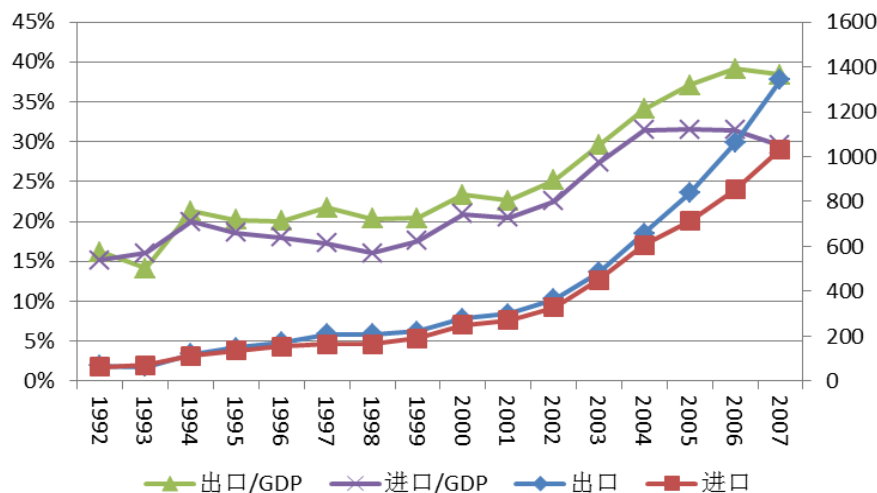


图1 中国的进口和出口

数据来源：WDI

这种汇率变动与贸易之间不紧密的联系，又被称为“汇率不相关谜题”（Exchange Rate Disconnect Puzzle）（Obstfeld and Rogoff, 2000）。对这一谜题的解释可以概括为三点。第一，汇率变动向价格传递并不完全（Devereux and Engel, 2002）。由于存在价格粘性、市场分割、母国偏好以及非贸易品等因素，外在冲击带来汇率的大幅波动的同时，宏观经济变量会保持相对的稳定（Wang, 2000）。第二，外汇市场交易细节对汇率有着重要影响。Evans and Lyons（2002）构建了包含指令流的汇率决定模型，验证了以指令流为核心的市场微结构对汇率变动的解释能力。Bacchetta and van Wincoop（2006）将异质性信念融合到指令流的汇率决定模型，发现短期内，汇率与宏观经济变量产生了脱离。第三，利用微观数据分析汇率弹性对出口的影响。贸易活动是不是满足了马歇尔-勒纳条件，如果进出口需求价格弹性之和大于1，那么货币升值将会有会恶化贸易收支，相反，货币贬值将会有助于贸易收支的改善。卢向前和戴国强（2005）对人民币实际汇率展开研究，发现马歇尔-勒纳条件在中国是成立的。刘尧成等（2010）的研究也表明，人民币实际有效汇率变化与中国贸易差额之间存在J曲线效应，贸易收支弹性理论成立。赵勇和雷达（2013）从金融发展的视角对中国的“汇率不相关谜题”进行解释。事实上，如果企业面对货币升值产生的竞争压力加剧而加大创新投入，以生产新产品的方式来应对竞争，那么这便会降低出口汇率弹性，弱化汇率和出口贸易的关联。

与本文相关的研究还包括, Harris (2001)、Tang (2010)、Ekholm et al. (2012)。Harris (2001)以加拿大为研究样本分析了汇率变动与生产率之间的联系,研究发现实际汇率对生产率存在短期影响和长期影响。Tang (2010)构建了汇率冲击和研发创新关联的理论模型,并使用了加拿大的数据展开研究,货币升值带来的竞争压力会促使企业采纳新技术提高生产率。Ekholm et al. (2012)以挪威进入 21 世纪出现的货币升值作为自然实验,使用了挪威制造业企业的数据研究了货币升值对企业绩效的影响,货币升值提高了竞争的激烈程度,作为应对,出口企业的劳动生产率出现了提升。

已有文献的侧重点主要在于汇率变动和生产率关系的研究上,本文则尝试分析汇率变动和企业创新的关系,企业创新是生产率提升的一个途径。许家云等(2015)利用匹配的中国工业企业数据库分析了人民币汇率变动对多产品企业出口的影响,研究发现人民币实际汇率升值能够有效提升企业核心产品的出口延续期,使企业更加专注于核心产品的生产,以此为渠道来提升企业出口产品竞争力。他们的研究也并没有涵盖企业创新行为。本文将基于已有理论,利用人民币汇率制度改革这一事件来研究汇率变动对企业创新的因果影响。本文研究的创新表现在:首先,利用了 2005 年中国人民币汇率制度改革作为一个外生冲击来识别人民币汇率变动和企业创新行为的关系;其次,使用了匹配(Matching)和双重差分(Difference in Difference)的方法来考察以上二者间的因果关系;最后,本文也从微观层面揭示汇率在中国经济增长驱动模式转变中的重要角色,并从汇率制度改革的视角探索中国经济增长模式的转型路径。如果中国经济缺乏创新元素和效率增进,那么经济高速增长将无法维持,这一点正如 Krugman (1994)对东亚经济的评价。创新将是决定经济发展的根本因素,未来中国经济增长模式的转型需要重视企业的创新投入。概括而言,企业如果将资源更多的用于创新,那么其生产性投入就会下降,从而产生一个权衡,创新的机会成本便是生产性投入所产生的利润。如果货币升值,那么生产性投入所产生的利润就会减少,这意味着创新的机会成本也出现下降,从而有助于企业创新。此外,随着人民币升值,国外商品相对价格下降,国内厂商会增加对技术、新工艺的进口,从而有利于推动企业创新。

本文研究结果发现,人民币升值强化了企业创新动机,提高了企业新产品产值占工业总产值比重以及新产品产值对数。以 1998 至 2007 年为样本区间,人民币实际有效汇率提高 1%,出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高 0.098 个百分点,新产品产值提高幅度为 2.36%。以 2001 至 2007 年为研究样本,人民币实际有效汇率提高 1%,出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高 0.124 个百分点,新产品产值提高幅度为 2.61%。市场竞

争的加剧是其中的重要原因。面对人民币升值,企业对自身资源配置和产品生产进行了调整,加大了产品创新力度,一定程度的缓解了由于人民币升值导致的产品竞争力下滑,出口汇率弹性变小,汇率变动与出口贸易之间的关联性有所弱化。全文结构安排如下:第二部分为数据介绍和描述性分析;第三部分介绍计量方法并对实证结果进行分析,第四部分为影响机制的讨论,第五部分为全文的主要结论。

二、数据说明

(一) 创新的衡量

本文使用的是 1998-2007 年企业层面的数据。数据来源于中国工业企业数据库,该数据库包括了所有国有和非国有工业企业中规模以上的企业,其中规模以上指的是总资产超过 500 万元。这些企业贡献了中国 85% 的工业产出,较好地代表了全国工业企业的总体水平。该数据库包含企业代码、行业代码、所在地代码、职工人数、企业所有制性质等基本信息以及产品销售、企业资产、负债、现金流量等相关财务信息。参照 Cai and Liu (2009),本文分为四步对数据进行处理。首先,删除总资产、职工人数、工业总产值、固定资产净值以及销售额缺失的观测值;其次,删除了不满足规模以上标准的观测值,包括固定资产净值低于 1000 万或销售额低于 1000 万或者职工人数小于 30 的的观测值;再次,删除了明显不符合会计原则的观测值,包括总资产小于流动资产或者总资产小于固定资产净值或者累计折旧小于当期折旧的观测值;最后删除了样本缺失值。

企业创新在已有文献中可通过专利的申请数量、专利的被引用数量、研发投入、无形资产以及新产品产值来衡量。考虑到工业数据库的局限,专利数据以及研发投入数据有所缺失,其中研发投入数据仅有 2005 年至 2007 年的数据。因此,本文对企业创新的衡量主要参照王文春和荣昭 (2014),使用新产品产值占企业总产值比重以及新产品产值的对数来衡量企业创新,依次记为 $Innovation^1$ 和 $Innovation^2$ 。

(二) 汇率冲击的衡量

本文利用了 2005 年人民币汇率制度改革这一事件来研究汇率变化对企业创新的影响。2005 年 7 月 21 日,中国人民银行发布了完善人民币汇率形成机制改革的公告,宣布实行以市场供求为基础、参考一揽子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。人民币不再盯住单一的美元,每日银行间外汇市场美元对人民币交易价在中间价上下千分之三的浮动幅度。至 2008 年 3 月,人民币兑美元累计升值 17.9%,人民币名义和实际有效汇率分别上升 5.5%和

11.9%。2005 年之后一段时期，不论从美元兑人民币汇率还是实际有效汇率来看，人民币出现了升值（图 2）。本文设置汇率变动的虚拟变量，在 2005 年之前该变量为 0，其他为 1，记为 $Exchange^1$ 。实际有效汇率变化幅度，用实际有效汇率对数的差分表示，记为 $Exchange^2$ ，其中实际有效汇率数据来自于世界银行的世界发展指数（WDI）。从中国工业企业数据库提供的数据来看，1998 至 2003 年，不论是出口企业还是不出口企业，新产品产值占工业总产值比重不断下降，二者趋势大致相同，但是 2005 年之后出口企业和不出口企业的新产品产值占工业总产值比重呈现上升趋势，但是出口企业上升幅度要更大。新产品对数值也表现出与新产品产值占工业总产值比重同样的特征（图 3 和图 4）。

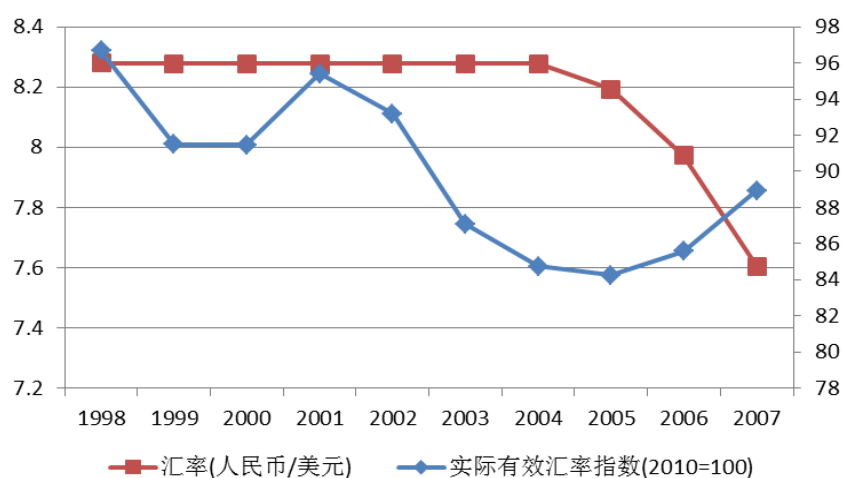


图 2 人民币汇率走势图

数据来源：WDI

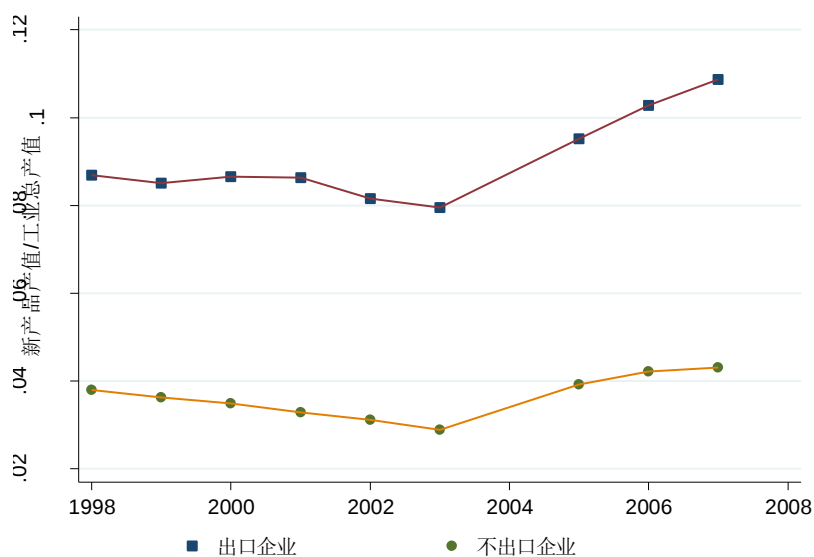


图 3 新产品产值占工业总产值比重（出口企业 VS 不出口企业）

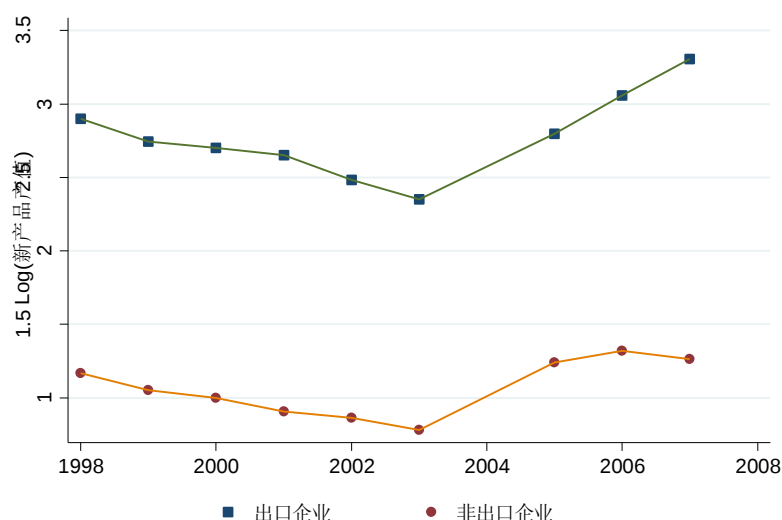


图 4 新产品产值的对数值 (出口企业 VS 非出口企业)

(三) 控制变量的选择

有关创新影响因素的研究起源于 Schumpeter 提出的创造性毁灭。Schumpeter 提出企业规模和市场结构是影响企业创新行为的两个重要因素，即产业经济学中的熊彼特假说 (Schumpeterian Hypotheses)。企业规模为企业雇佣人数的对数，记为 Scale。市场势力定义为企业销售收入占整个行业销售收入的比例，衡量企业垄断力量，记为 Marketpow。企业面临的融资约束也是影响企业创新的重要因素。受到融资约束的企业为了平滑创新投入而倾向于保留流动性资产，融资约束的缓解有助于促进企业创新活动 (Brown et al., 2012)。与周亚虹等 (2012) 相似，本文使用流动性指标，即 (流动资产-流动负债)/总资产来衡量企业融资约束，记为 Liquidity。企业所有制性质也作为计量模型中的控制变量。不同所有制的企业进行创新动机和激励均存在差别 (吴延兵, 2012)。表 1 为主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量统计量

变量名	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
创新 a	Innovation ¹	新产品产值/工业总产值	0.058	0.178	0	1	317106
创新 b	Innovation ²	Log(新产品产值+1)	1.739	3.927	0	18.516	317106
企业年龄	Age	被调查年-企业开业年份					317106
企业规模	Scale	Log(雇佣人数)	6.070	1.087	3.434	13.253	317106
市场势力	Marketpow	企业销售收入/行业销售收入	0.115	0.253	0	1	317106
流动性	Liquidity	(流动资产-流动负债)/流动资产	-0.010	0.267	-0.999	0.992	317106
所有制性							

质：

私有企业	Private	私有企业为 1，其他为 0	0.401	0.490	0	1	317106
国有企业	SOE	国有企业为 1，其他为 0	0.246	0.430	0	1	317106
集体企业	COE	集体企业为 1，其他为 0	0.109	0.312	0	1	317106
外资企业	Foreign	外资企业为 1，其他为 0	0.276	0.447	0	1	317106

三、计量方法说明

（一）固定效应模型设定

为了估计汇率变动对企业创新的影响，本文首先建立了如下固定效应模型（Fixed Effects Model）：

$$Innovation_{it}^n = \alpha + \beta Exchange_t^m + \gamma' Controls_{it} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad n, m = 1, 2 \quad (1)$$

其中，下标 i 表示企业， t 表示年份。 $Controls_{it}$ 为一组控制变量，控制变量包括企业年龄、企业年龄平方、企业规模、市场势力、流动性和企业所有制性质。 $Year_t$ 为年份哑变量， $Firm_i$ 为企业哑变量， ε_{it} 为误差项。年份哑变量控制宏观经济因素等对所有企业创新行为的影响，企业哑变量控制了不随时间变化的企业特征对企业创新行为的影响。 α 、 β 和 γ' 为待估参数及待估参数向量。本文所关注的是 β 。如果 β 的估计系数显著为正，说明人民币升值将对企业创新产生负面影响；如果 β 的估计系数显著为负，说明人民币升值将对企业创新产生积极影响。

（二）匹配的双重差分模型设定

固定效应模型可以解决由于不随时间变化因素引致的内生性问题，但是无法应对随时间变化因素引致的内生性问题。因此，本文将利用 2005 年人民币汇率制度改革这一事件的冲击，采取双重差分分析方法来探究人民币升值对企业创新行为的影响。人民币汇率制度改革这一事件对出口企业而言可视为外生冲击，且双重差分分析方法可以消除影响企业创新的时间趋势的因素。然而，出口企业 and 非出口企业可能还存在一些其他潜在的因素，共同影响了出口决策和创新行为。换言之，两类企业在创新行为上不能够简单的加以比较。本文在此将直接受到汇率冲击的企业与没有直接受到汇率冲击的企业进行对比，比较其创新行为，从而得出汇率冲击对企业创新行为的影响。此处根据企业出口来划分受到汇率冲击的企业与

没有受到汇率冲击的企业。直接受到汇率冲击企业（出口企业）为处置组，没有直接受到汇率冲击的企业（不出口企业）为控制组。此处设立虚拟变量 $Export_{i,before}^h$ ， $Export_{i,before}^1$ 为虚拟变量，当企业在 2001 至 2003 年间有出口，该企业被认定为出口企业，该变量为 1，否则为 0²。以此来划分，出口企业占总样本比重为 40.64%。 $Export_{i,before}^2$ 为出口密度，用 2001 至 2003 年间企业出口交货值占销售总产值的比重的平均值来表示，在 DID 分析时，只考虑了出口密度大于 0 的样本³。

$$Innovation_{it}^n = \alpha + \beta Exchange_t^m \times Export_{i,before}^h + \varphi Exchange_t^m + \lambda Export_{i,before}^h + \gamma' Controls_{i,before} + Year_t + Firm_i + \varepsilon_{it} \quad n, m, h = 1, 2 \quad (2)$$

在因果关系推断中，通常只能观测到一种状态，本文只能观察到出口企业的创新行为和没有出口企业的创新行为，而不能观察到没有出口企业选择出口的情况下的创新行为，这一种状态又被称为反事实（Counter-Factual）。如果两类企业存在显著差异，那么汇率变化对它们创新行为的影响就有可能是它们之间存在的显著差异引起的。当企业特征差异较大时，采取控制变量作为条件来分析会发现，对于某些控制变量，难以找到对应于处置组的合适控制组的情况。作为应对，Rosenbaum and Rubin（1983）提出倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）解决精确匹配中存在的高样本维度的难题。采取双重差分法可以处理两类企业不可观测的共同趋势。鉴于此，本文在此使用了倾向得分匹配的方法来应对这一问题⁴。

四、实证结果分析

（一）固定效应模型的实证结果分析

首先，本文考察了 2005 年汇率制度改革前后出口企业和不出口企业的创新行为差异（表 2）。1998 至 2003 年，平均而言，新产品产值占工业总产值的比重在出口企业和不出口企业之间的差异为 0.051，新产品产值的对数在出口企业和不出口企业之间的差异为 1.674。汇率制度改革之后（2005 至 2007 年），新产品产值占工业总产值的比重在出口企业和不出口企业之间的差异扩大了 0.010，新产品产值的对数在出口企业和不出口企业之间的差异扩大了 0.098 个百分点。这说明，人民币升值加强了出口企业的创新。

² 此处，出口虚拟变量、出口密度以及控制变量均选择 2005 年之前的数据以避免当期值可能导致的互为因果关系，产生内生性问题。

³ 后文的分析将采取企业层面的固定效应模型，因此企业层面不随时间变化的因素将被吸收到企业的固定效应之中。

⁴ 在模型识别中，本文假定出口企业与不出口企业受到汇率冲击的影响不完全相同，事实上，汇率冲击也会通过影响进口产品价格来影响企业创新行为，因此本文在这里隐含假定进口商品价格变化对所有企业的影响是相同的，这一效应将反映在计量模型的截距项上，Ekholm et al.（2012）也采取了该假定。

表 2 出口企业和不出口企业的创新指标比较

	1998-2003			2005-2007			
	出口企业	不出口企业	差异 1	出口企业	不出口企业	差异 2	差异 2-差异 1
创新 a	0.082	0.031	0.051*** (0.001)	0.102	0.041	0.061*** (0.001)	0.010*** (0.001)
创新 b	2.601	0.927	1.674*** (0.022)	3.046	1.274	1.772*** (0.028)	0.098*** (0.033)

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为 t 检验的标准差。

其次，本文还考察了控制了影响企业创新的因素后，汇率变化对企业创新的影响，模型设定形式为式（1）。表 3 和表 4 报告了估计结果。在时间区间设为 1998 至 2007 年时，人民币升值都对企业创新产生了显著的正影响。相较于汇率制度改革前（1998 至 2003 年），2005 至 2007 年间，出口企业新产品产值占工业总产值比重提高了 0.011，新产品产值对数提高 0.387。实际有效汇率提高 1%会导致出口企业新产品产值占工业总产值比重上升 0.060 个百分点，新产品产值上升幅度为 1.839%。此外，本文还比较了 2005 年汇率制度改革前后三年的企业创新（2001 至 2007 年），此时，人民币升值对企业创新产生了显著正影响。相较于汇率制度改革前（2001 至 2003 年），2005 至 2007 年间，出口企业新产品产值占工业总产值比重提高了 0.009，新产品产值对数提高 0.341。实际有效汇率提高 1%导致出口企业新产品占工业总产值比重上升 0.071 个百分点，新产品产值上升幅度达到 2.033%。控制变量回归结果表明，企业规模对创新有显著的影响，创新存在着门槛效应；市场势力的加强也会提高企业创新，垄断力量在一定程度上可以对创新行为产生激励；此外，流动性能够促进创新，流动性越高，融资约束程度越低，融资约束的缓解有助于促进创新。

表 3 固定效应模型的估计结果（被解释变量为新产品产值/工业总产值）

	被解释变量：新产品产值/工业总产值			
	1998-2007		2001-2007	
汇率虚拟变量	0.011*** (0.001)		0.009*** (0.001)	
$\Delta \text{Log}(\text{实际有效汇率})$		0.060*** (0.005)		0.071*** (0.006)
企业年龄	1.41e-4 (2.68e-4)	0.001*** (2.26e-4)	0.001** (3.58e-4)	0.002*** (2.83e-4)
企业年龄 2	1.08e-5** (4.39e-6)	9.76e-6** (4.39e-6)	1.74e-6 (5.67e-6)	2.39e-6 (5.67e-6)
企业规模	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)
市场势力	-0.011 (0.016)	-0.012 (0.016)	-0.013 (0.021)	-0.013 (0.021)

流动性	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
所有制性质 基准组:				
私有企业				
国有企业	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
集体企业	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
外资企业	0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
企业效应	是	是	是	是
常数项	-0.054*** (0.018)	-0.080*** (0.018)	-0.064*** (0.018)	-0.088*** (0.018)
R2	0.040	0.026	0.032	0.020
样本量	317106	317106	237064	237064

注：*, **, ***分别表示 10%, 5%, 1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

表4 固定效应模型的估计结果（被解释变量为新产品产值的对数）

	被解释变量：新产品产值的对数			
	1998-2007	2001-2007		
汇率虚拟变量	0.387*** (0.020)	0.341*** (0.023)		
$\Delta \text{Log}(\text{实际有效汇率})$		1.839*** (0.101)		2.033*** (0.122)
企业年龄	0.030*** (0.005)	0.084*** (0.005)	0.044*** (0.008)	0.106*** (0.006)
企业年龄2	-2.12e-4** (9.71e-5)	-2.43e-4** (9.69e-5)	-3.28e-4*** (1.27e-4)	-3.17e-4** (1.27e-4)
企业规模	0.533*** (0.020)	0.545*** (0.020)	0.527*** (0.023)	0.526*** (0.023)
市场势力	1.097*** (0.356)	1.068*** (0.355)	0.723 (0.439)	0.719 (0.439)
流动性	0.154*** (0.035)	0.156*** (0.035)	0.106*** (0.039)	0.096** (0.039)
所有制性质 基准组:				
私有企业				
国有企业	-0.010 (0.027)	-0.007 (0.027)	0.052 (0.033)	0.047 (0.033)
集体企业	-0.088*** (0.027)	-0.086*** (0.027)	-0.100*** (0.033)	-0.109*** (0.033)
外资企业	0.067* (0.036)	0.074** (0.036)	0.107** (0.042)	0.112*** (0.002)
企业效应	是	是	是	是

常数项	-2.799*** (0.337)	-3.697*** (0.336)	-2.996*** (0.370)	-3.958*** (0.364)
R2	0.131	0.104	0.111	0.078
样本量	317106	317106	237064	237064

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

（二）双重差分法估计结果分析

首先，本文采取的是倾向性得分的匹配方法，对出口企业和不出口企业进行匹配。具体而言，本文以 2001 至 2003 年样本为匹配选择的研究样本，按照三年间是否有出口行为将企业分为不出口企业和出口企业，不出口企业为控制组，出口企业为处置组，并采取 Logit 回归。基于戴觅和余淼杰（2011）的模型设定，本文将企业年龄、企业年龄平方项、按新产品产值占工业总产值比重衡量的创新 a，流动性、市场势力、企业规模、固定资本总额的对数、所有制性质、行业虚拟变量，除行业虚拟变量外，其他变量均取三年平均值。表 5 报告的估计结果。创新能力、流动性、市场势力以及企业规模都与出口概率正相关；相较于私有企业，国有企业、集体企业出口概率更低，外资企业出口概率更高。根据这一估计结果，本文计算了匹配倾向得分，Cliper 设为万分之一，采取一对一匹配，最终得到了匹配的样本 52640 个（1998 至 2007 年）。同时，本文也对匹配结果进行了检验，从表 6 中可以发现，未匹配的处置组和控制组的偏差比率则较高，绝对值均大于 5%，匹配之后的处置组和控制组的偏差都出现了较大幅度的下降，偏差比率的绝对值均小于 5%。从 t 检验的结果来看，未匹配的处置组合控制组之间的差异都显著，但是以 5%显著性水平为标准，匹配后的处置组和控制组之间差异均变得不显著，除了私有企业这一虚拟变量的组差异的显著性水平在 10%以下，其它变量的组差异的显著性水平都超过 10%。这也反映了倾向性匹配方法在此处的有效性。

表 5 Logit 模型的估计结果

被解释变量：出口虚拟变量	
企业年龄	0.012*** (0.002)
企业年龄 2	-2.54e-5 (3.29e-5)
创新 a	1.227*** (0.067)
流动性	0.361*** (0.045)
市场势力	3.217*** (0.463)
企业规模	0.551*** (0.016)

Log(固定资本总额)	0.093*** (0.014)
所有制性质	
基准组：私有企业	
国有企业	-0.531*** (0.036)
集体企业	-0.417*** (0.043)
外资企业	1.722*** (0.029)
行业虚拟变量	
Log Likelihood	-22332.652
Pseudo R2	0.293
样本量	47393

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

表 6 PSM 结果的检验

变量	样本	处置组	控制组	偏差比率%	t 检验 t 值	p> t
企业年龄	未匹配	15.091	15.972	-5.6	-5.91	0.000
	已匹配	15.274	15.535	-1.7	-0.81	0.420
Log(企业规模)	未匹配	6.226	5.729	47.0	50.60	0.000
	已匹配	5.897	5.879	1.7	0.86	0.392
创新	未匹配	0.079	0.029	29.4	32.65	0.000
	已匹配	0.056	0.526	1.8	0.86	0.388
流动性	未匹配	0.026	-0.045	26.6	27.96	0.000
	已匹配	-0.013	-0.014	0.4	0.30	0.766
市场力量	未匹配	0.015	0.005	26.9	30.39	0.000
	已匹配	0.009	0.009	2.6	1.52	0.128
Log(固定资本总额)	未匹配	10.717	10.522	16.1	17.24	0.000
	已匹配	10.504	10.502	0.1	0.06	0.949
国有企业	未匹配	0.124	0.251	-33.0	-33.93	0.000
	已匹配	0.163	0.156	1.8	0.94	0.350
集体企业	未匹配	0.058	0.115	-20.3	-20.85	0.000
	已匹配	0.095	0.095	0.0	0.00	0.999
外资企业	未匹配	0.477	0.143	77.3	85.21	0.000
	已匹配	0.259	0.259	-0.0	-0.02	0.981
私有企业	未匹配	0.366	0.527	-32.7	-34.49	0.000
	已匹配	0.505	0.523	-3.7	-1.77	0.077

其次，本文对匹配后的样本展开分析。从表 7 中可以发现，在 1998 至 2003 年间，新产品产值占工业总产值比重在出口企业和不出口企业间的差异为 0.006，较未匹配的样本有明显的缩小，这主要表现在不出口企业的新产品产值占工业总产值比重有一定幅度的提升，而

出口企业的新产品产值占工业总产值比重有一定幅度下降。新产品产值对数在出口企业和不出口企业的差异为 0.643，较未匹配的样本有明显的下降，这也主要体现在不出口企业的新产品产值对数有所提高，出口企业的新产品产值对数有所减小。在 2005 至 2007 年间，新产品产值占工业总产值比重在出口企业和不出口企业的差异为 0.020，新产品产值对数在出口企业和不出口企业的差异为 0.806，同样这些差异较未匹配的样本有明显的缩小，但是对比 2005 年前后出口企业和不出口企业在创新指标上的差异之差（差异 2-差异 1），可以发现匹配后的差异之差反而较未匹配的有所增加，这主要体现为匹配的样本中，相对于不出口企业，2005 年之后出口企业创新指标的增长幅度更高。比如，出口企业的新产品产值占工业总产值的比重增幅为 36.92%，不出口企业的该指标为 16.95%。出口企业的新产品产值对数增长 24.97%，不出口企业的该指标为 24.81%。而在未匹配的样本中，出口企业的新产品产值占工业总产值的比重增幅为 24.39%，不出口企业的该指标为 32.26%。出口企业的新产品产值对数增长 17.11%，不出口企业的该指标为 37.43%。

表 7 匹配后出口企业和不出口企业的创新指标比较

	1998-2003			2005-2007			
	出口企业	不出口企业	差异 1	出口企业	不出口企业	差异 2	差异 2-差异 1
创新 a	0.065	0.059	0.006*** (0.002)	0.089	0.069	0.020*** (0.003)	0.014*** (0.004)
创新 b	2.191	1.548	0.643*** (0.043)	2.738	1.932	0.806*** (0.064)	0.163*** (0.077)

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

最后，本文分别使用未匹配样本和匹配样本，采取双重差分法展开研究。此处考虑四个交叉项，出口虚拟变量和汇率虚拟变量的交叉项、出口密度和汇率虚拟变量的交叉项、出口虚拟变量和 ΔLog （实际有效汇率）的交叉项以及出口密度和 ΔLog （实际有效汇率）的交叉项。计量模型设定为式（2）。表 8-表 11 报告了估计结果。从 1998 至 2007 年的样本来看，不论是采取实际有效汇率的指标，还是汇率虚拟变量，人民币升值对企业创新行为产生了积极影响。并且，匹配之后样本的交叉项估计系数要大于未匹配的样本。如果将出口密度与汇率虚拟变量，以及出口密度与 ΔLog （实际有效汇率）作为交叉项作为关键解释变量，那么可以发现它们的估计系数均不显著。这说明汇率变化对企业创新的影响更多的是表现在出口企业而非出口企业之间，而不是出口企业样本之中。人民币实际有效汇率提高 1%，出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高 0.098 个百分点，新产品产值的提高幅度为 2.36%。2001 至 2007 年的样本的估计结果与 1998 至 2007 年的样本相似，不同的是在被解释变量为

新产品产值占工业总产值比重的回归中,部分模型设定的出口密度与汇率指标的交叉项估计系数变为显著。在匹配样本中,出口密度与汇率虚拟变量的交叉项估计系数仅在10%显著性水平下显著为正,出口密度与 ΔLog (实际有效汇率)的交叉项估计系数仍不显著。总体来看,这段期间,人民币实际有效汇率提高1%,出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高0.124个百分点,企业新产品产值的提高幅度将达到2.61%。

$$\begin{aligned} \text{Innovation}_{it}^n = & \alpha + \sum_{t=1999}^{2007} \beta_t \text{Year}_t \times \text{Export}_{i,\text{before}}^1 + \lambda \text{Export}_{i,\text{before}}^1 \\ & + \gamma' \text{Controls}_{i,\text{before}} + \text{Year}_t + \text{Firm}_i + \varepsilon_{it} \quad n=1,2 \end{aligned} \quad (3)$$

此外,本文也采取了式子(3)的模型设定形式,考察汇率冲击对企业创新的持续性。图5和图6分别展示了不同时间段交叉项(出口虚拟变量和年份虚拟变量的交叉项)的估计系数的变化,其中图5对应的被解释变量为新产品产值占工业总产值比重,从中可以发现,在2005年之前,交叉项的估计系数并不显著异于0,2005年之后,交叉项的估计系数均显著为正,并且呈现出上升的趋势⁵。图6对应的被解释变量为新产品产值的对数,从中也可以发现,在2005年之前,交叉项的估计系数并不显著异于0,2005年之后,交叉项的估计系数均显著为正,并且呈现出上升的趋势⁶。这说明汇率冲击对企业创新的影响具有持久性,人民币升值显著提升了企业创新指标,且其影响规模还在不断扩在。

表8 DID的估计结果:新产品产值/工业增加值(1998-2007)

	被解释变量: 新产品产值/工业总产值	
	1998-2007	
	未匹配样本	匹配样本
出口虚拟变量*汇率虚拟变量	0.014* ** (0.002)	0.018* ** (0.004)
出口密度*汇率虚拟变量	0.001 (0.004)	0.011 (0.009)
出口虚拟变量* ΔLog (实际有效汇率)	0.046* ** (0.011)	0.098* ** (0.027)
出口密度* ΔLog (实际有效汇率)	0.025 (0.024)	0.089 (0.057)

⁵ 2005年之前,交叉项估计系数t值的绝对值不超过1,2005年之后交叉项估计系数t值的绝对值均超过2。

⁶ 2005年之前,交叉项估计系数t值的绝对值不超过1.2,2005年之后交叉项估计系数t值的绝对值均超过1.5。

企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.006	0.026	0.021	0.026	0.015	0.018	0.017	0.019
样本量	317106	12882	317106	12882	52640	2743	52640	2743
		4		4		9		9

注：企业控制变量包括企业年龄以及企业年龄平方；*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

表 9 DID 的估计结果：新产品产值/工业增加值（2001-2007）

	被解释变量：新产品产值/工业总产值							
	2001-2007							
	未匹配样本				匹配样本			
出口虚拟变量*汇率虚拟变量	0.010*				0.017*			
	**				**			
	(0.002)				(0.004)			
出口密度*汇率虚拟变量	0.007				0.014			
	*				*			
	(0.00				(0.00			
	4)				9)			
出口虚拟变量*Δ Log(实际有效汇率)			0.069*				0.124*	
			**				**	
			(0.014)				(0.033)	
出口密度*Δ Log(实际有效汇率)			0.056				0.087	
			*					
			(0.03				(0.06	
			0)				9)	
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.022	0.026	0.016	0.027	0.018	0.024	0.018	0.026
样本量	237064	9526	237064	9526	40812	2106	40812	2106
		5		5		4		4

注：企业控制变量包括企业年龄以及企业年龄平方；*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

表 10 DID 的估计结果：新产品产值的对数（1998-2007）

	被解释变量：新产品产值的对数							
	1998-2007							
	未匹配样本				匹配样本			
出口虚拟变量*汇率虚拟变量	0.282*				0.334*			
	**				**			

	(0.034)		(0.080)					
出口密度*汇率虚拟变量	0.041				0.131			
	(0.07				(0.16			
	3)				8)			
出口虚拟变量* ΔLog (实际有效汇率)	1.387*				2.360*			
	**				**			
	(0.218)				(0.549)			
出口密度* ΔLog (实际有效汇率)			0.660				1.455	
			(0.47				(1.14	
			0)				9)	
企业控制变量	是	是			是	是		
行业虚拟变量	是	是			是	是		
企业虚拟变量	是	是			是	是		
R2	0.080	0.104	0.072	0.010	0.042	0.047	0.053	0.049
样本量	317106	12882	317106	12882	52640	2743	52640	2743
		4		4		9		9

注：企业控制变量包括企业年龄以及企业年龄平方；*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

表 11 DID 的估计结果：新产品产值的对数（2001-2007）

	被解释变量：新产品产值的对数							
	2001-2007							
	未匹配样本				匹配样本			
出口虚拟变量*汇率虚拟变量	0.190**				0.283**			
	*				*			
	(0.023)				(0.077)			
出口密度*汇率虚拟变量	0.083				0.216			
	(0.071				(0.16			
	)				5)			
出口虚拟变量* ΔLog (实际有效汇率)	2.124**				2.607*			
	*				**			
	(0.273)				(0.658)			
出口密度* ΔLog (实际有效汇率)			0.516				1.663	
			(0.591)				(1.37	
							8)	
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.058	0.093	0.052	0.091	0.056	0.062	0.058	0.066
样本量	237064	95265	237064	95265	40812	21064	40812	2106
								4

注：企业控制变量包括企业年龄以及企业年龄平方；*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下

显著，括号内为稳健性标准差。

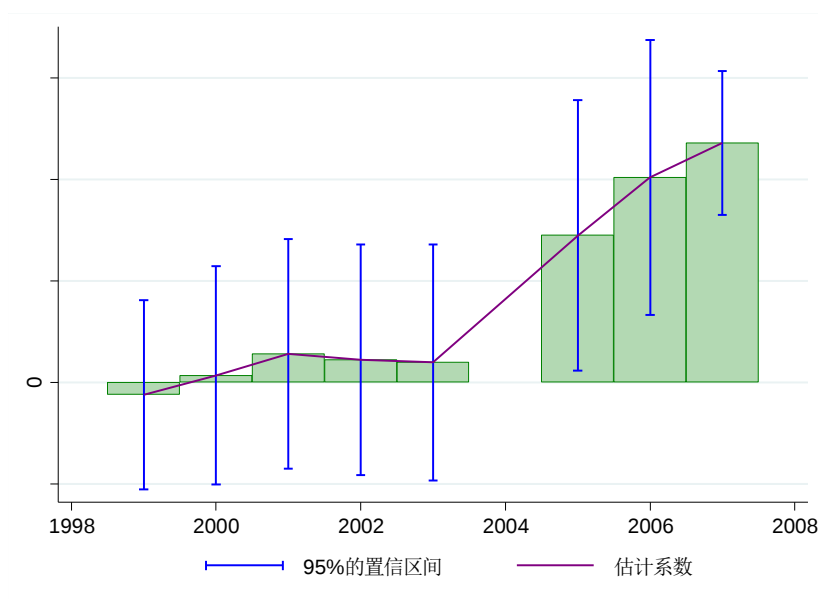


图5 交叉项的估计系数（新产品产值/工业总产值）

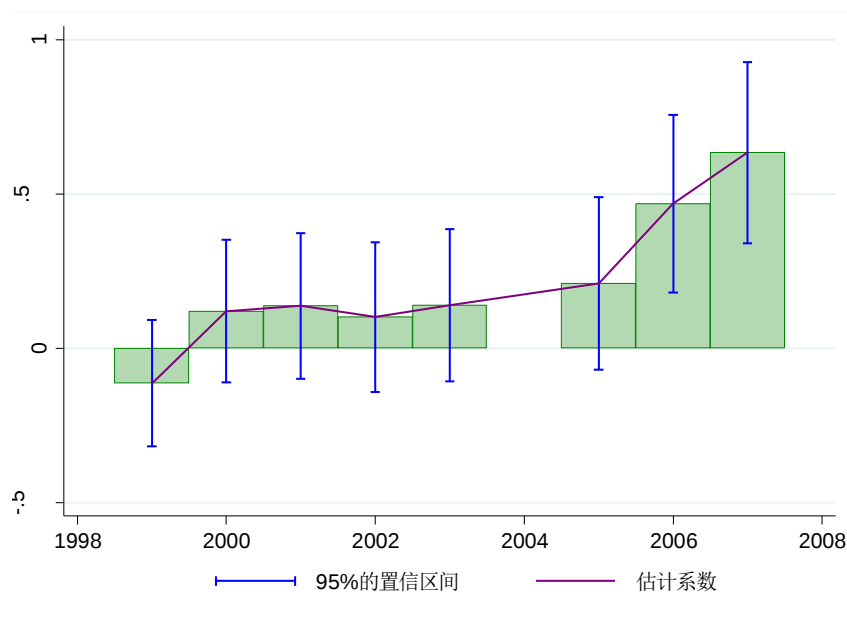


图6 交叉项的估计系数（新产品产值的对数）

五、影响机制的分析

前文分析表明，汇率冲击对企业创新行为产生了显著影响，人民币升值会导致企业增加创新投入。然而，这其中的机制为何呢？竞争程度的提高会降低企业利润，从而使得企业加大创新投入提高自身竞争力，同时企业利润的下降降低了创新投入的机会成本（Tang, 2010; Ekholm et al., 2012）。人民币升值会引起企业出口利润下降，由于面临的竞争加剧，同时创新的机会成本减少，企业会增加创新投入。

对于出口企业而言,竞争程度加剧首先反映在外部竞争加剧,人民币升值后出口企业会将更多的销售转为内销。戴觅和茅锐(2015)发现2008年金融危机爆发以来,中国出口企业出口受到阻碍,企业内销增长,金融危机使得企业将出口转内销⁷。本文将国内销售份额作为被解释变量,国内销售份额按(工业销售产值-出口交货值)/工业销售产值计算,记为Domshare。本文依然采取双重差分的方法对未匹配的样本和匹配的样本进行分析。表12和表13报告了估计结果。结果表明,不论是在1998至2007年时间段,还是在2001至2007年时间段,未匹配样本和匹配样本中的四个交叉项均显著为正。从1998至2007年样本来看,匹配样本的交叉项估计系数都要大于未匹配样本,2005年汇率制度改革之后,人民币升值1%导致出口企业国内销售份额上升0.310%。从2001至2007年样本来看,匹配样本的交叉项估计系数同样高于未匹配样本,2005年汇率制度改革之后,人民币升值1%导致出口企业国内销售份额上升了0.362%。这说明人民币升值提高了企业的国内销售份额,企业出现了出口转内销的行为,同时也反映了企业面临的市场竞争有所加大。

此外,人民币升值导致出口企业的竞争力下降,国际竞争环境加剧,出口企业会将出口转内销,这又会加剧国内的行业竞争程度。相较于不出口企业,出口企业此时面临着外部竞争加剧和出口转内销引起的国内竞争加剧两方面的影响。因此,汇率冲击对出口企业影响将更大,事实上,图3和图4表明了2005年汇率制度改革以来,出口企业 and 不出口企业创新指标都呈现出上升的趋势,但是出口企业上升的幅度更大。本文也使用双重差分的方法来分析汇率冲击对行业竞争程度的影响。戴觅和茅锐(2015)的研究结果也表明出口下降1%仅仅带动内销增长0.3%,出口并没有完全转化为内销,这其中原因在于当出口企业将一定产品转向国内市场时,也加剧了国内行业竞争程度。鉴于此,本文在此对行业竞争程度展开分析。首先,本文将样本集中在行业样本,计算行业出口密度,即行业出口销售额占总销售额的比重。该比重越高,表明该行业对出口依赖程度越大,受到汇率冲击的影响也就越强。其次,本文也将采取双重差分的方法,计量模型设定如式(2),此处被解释变量为四位码划分的行业赫芬达尔-赫希曼(Herfindahl-Hirschman)指数,记为HH指数,该指数由行业中企业收入占行业总收入比重的加权平均计算得来,能够很好的来衡量行业的市场结构。HH指数越小表明该行业竞争程度越大。表14报告了估计结果。结果表明,不论是1998至2007年的样本,还是2001至2007年的样本,人民币升值均均导致了HH指数的下降,即行业竞

⁷ 这与Berman et al. (2015)的研究结论有所不同,Berman et al. (2015)以法国企业为样本研究了企业出口和内销之间联系,当外部需求受到负面冲击,企业出口下降时,比如20世纪90年代末的亚洲金融危机,国内销量也出现下降。

争程度的加强。从 1998 至 2007 年的样本来看, 2005 年汇率制度改革后, 对于出口密度为 1 的行业, HH 指数下降了 0.069; 同样对于出口密度为 1 的行业, 人民币实际有效汇率提高 1%, HH 指数下降 0.168%。从 2001 至 2007 年的样本来看, 2005 年汇率制度改革后, 对于出口密度为 1 的行业, HH 指数下降了 0.048; 人民币实际有效汇率提高 1%, HH 指数下降 0.345%。行业竞争程度加强使得企业为了获得更强竞争力而加大创新投入。

表 12 影响机制分析: 国内销售份额 (1998-2007)

	被解释变量: 国内销售份额							
	1998-2007							
	未匹配样本				匹配样本			
出口虚拟变量*汇率虚拟变量	0.018*				0.025*			
	**				**			
	(0.002)				(0.004)			
出口密度*汇率虚拟变量	0.133*				0.141*			
	**				**			
	(0.005)				(0.011)			
出口虚拟变量*Δ Log(实际有效汇率)	0.169*				0.310*			
	**				**			
	(0.014)				(0.032)			
出口密度*Δ Log(实际有效汇率)				0.929*				1.242*
				**				**
				(0.034)				(0.094)
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.001	0.127	0.042	0.060	0.006	0.082	0.006	0.011
样本量	31710	12882	31710	12882	52640	27439	52640	27439
	6	4	6	4				

注: 企业控制变量包括企业年龄以及企业年龄平方; *, **, ***分别表示 10%, 5%, 1%显著水平下显著, 括号内为稳健性标准差。

表 13 影响机制分析: 国内销售份额 (2001-2007)

	被解释变量: 国内销售份额							
	2001-2007							
	未匹配样本				匹配样本			
出口虚拟变量*汇率虚拟变量	0.026				0.036			
	***				***			
	(0.002)				(0.004)			
	)				)			
出口密度*汇率虚拟变量	0.171				0.184			
	***				***			

	(0.005)				(0.011)			
	)				)			
出口虚拟变量* ΔLog (实际有效汇率)	0.234 ***				0.362 ***			
	(0.017)				(0.039)			
	)				)			
出口密度* ΔLog (实际有效汇率)	1.264 ***				1.529 ***			
	(0.039)				(0.108)			
	)				)			
企业控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.012	0.155	0.019	0.071	0.016	0.123	0.003	0.029
样本量	23706	95265	23706	95265	40812	21064	40812	21064
	4		4					

注：企业控制变量包括企业年龄以及企业年龄平方；*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

表 14 影响机制分析：HH 指数

	被解释变量：HH 指数			
	1998-2007		2001-2007	
行业出口密度*汇率虚拟变量	-0.069** (0.034)		-0.048* (0.031)	
行业出口密度* ΔLog (实际有效汇率)	-0.168* (0.095)		-0.345** (0.136)	
年份虚拟变量	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是
R2	0.003		0.011	
样本量	3748		2510	

注：*，**，***分别表示 10%，5%，1%显著水平下显著，括号内为稳健性标准差。

六、结 论

2005 年人民币汇率制度改革以来，人民币出现了较为快速的升值。目前，关于汇率冲击的经济影响的文献较多的集中在行业层面，企业层面的相关研究还较少。本文利用 2005 年人民币汇率制度改革这一自然实验来分析和研究汇率冲击对企业创新的影响，并采取 PSM 和 DID 的方法来识别二者的因果关系。研究结果表明，人民币升值强化了企业创新动机，提高了企业创新的两个指标。从 1998 至 2007 年样本来看，人民币实际有效汇率提高 1%，出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高 0.098 个百分点，新产品产值提高幅

度为 2.36%。从 2001 至 2007 年的样本来看，人民币实际有效汇率提高 1%，出口企业新产品产值占工业总产值比重将会提高 0.124 个百分点，新产品产值提高幅度为 2.61%。

在中国的创新投入中，多为依赖国家公共投入的国企、高校及研究机构，来源于社会投资的民营企业创新投入水平较低⁸。面对着人口老龄化、资源环境约束加强等挑战，未来中国经济潜在增速将会下滑，经济增长减速背景下，未来进一步提高企业创新投入是转变中国经济增长模式，实现经济可持续发展的关键因素。本文的研究从微观层面揭示汇率在中国经济转型和增长驱动模式转变中的重要角色。

⁸ <http://www.nature.com/news/china-tops-europe-in-rd-intensity-1.14476>。

参考文献

- [1] 戴觅、茅锐, 外需冲击、企业出口与内销: 金融危机时期的经验证据, 世界经济, 2015 (1): 81-104。
- [2] 戴觅、余淼杰, 企业出口前研发投入、出口及生产率进步——来自中国制造业企业的证据, 经济学季刊, 2011 (4): 211-230。
- [3] 卢向前、戴国强, 人民币实际汇率波动对我国进出口的影响: 1994-2003, 经济研究, 2005 (5): 31-39。
- [4] 刘尧成, 人民币汇率变动对我国贸易差额的动态影响, 2010 (5): 32-40。
- [5] 王文春、荣昭, 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究, 经济学季刊, 2014 (2): 65-490。
- [6] 许家云、佟家栋、毛其淋, 人民币率变动、产品排序与多产品企业的出口行为, 管理世界, 2015 (2): 17-31。
- [7] 赵勇、雷达, 金融发展、出口边际与“汇率不相关之谜”, 世界经济, 2013 (10): 3-26。
- [8] 吴延兵, 中国哪种所有制类型企业最具创新性?, 世界经济, 2012 (6): 3-29。
- [9] 周亚虹、贺小丹、沈瑶, 中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究, 经济研究, 2012 年第 5 期;107-119。
- [10] Berman, N., Berthou, A., Héricourt, J., 2015, Export Dynamics and Sales at Home, Journal of International Economics, 96(2): 298-310.
- [11] Brown, J. R., Martinsson, G., Petersen, B. C., 2012, Do Financing Constraints Matter for R&D, European Economic Review, 56(8): 1512-1529.
- [12] Bacchetta, P., 2006, Van Wincoop, E., Can Information Heterogeneity Explain the Exchange Rate Determination Puzzle, American Economic Review, 96(3): 552-576.
- [13] Cai, H., Liu, Q., 2009, Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms, Economic Journal, 119(537): 764-795.
- [14] Devereux, M. B., Engel, C., 2002, Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnection. Journal of Monetary Economics, 49(5): 913-940.
- [15] Evans, D. M., Lyons, K. R., 2002, Order Flow and Exchange Rate Dynamics, Journal of Political Economy, 110(1): 170-280.
- [16] Ekholm, K., Moxnes, A., Ultveit-Moe, K., 2012, Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks, Journal of International Economics, 86(1):101-117.
- [17] Harris, R. G., 2001, Is There a Case for Exchange-Rate-Induced Productivity Changes, Canadian Institute for Advanced Research Working Paper, No.164.

- [18]Krugman, P., 1994, The Myth of Asia's Miracle, Foreign affairs, 73(6): 62-78.
- [19]Obstfeld, M., Rogoff, K., 2000, The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause. NBER Working Paper, No. 7777.
- [20]Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B., 1983, Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome, Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 45(2): 212-218.
- [21]Tang, Y., 2010, Does Productivity Respond to Exchange Rate Appreciations? A Theoretical and Empirical Investigation. Bowdoin College Working Paper.
- [22]Wang, J., 2010, Home Bias, Exchange Rate Disconnect, and Optimal Exchange Rate Policy. Journal of International Money and Finance, 29(1): 55-78.

通货膨胀预期与企业存货调整行为

饶品贵¹ 岳衡² 姜国华³

【摘要】本文研究通货膨胀预期对企业存货调整行为的影响。以央行发布的储户问卷调查报告中未来物价预期指数、随机游走模型和简单菲利普斯曲线来计量预期通货膨胀，我们研究发现企业存货水平的调整会考虑预期通货膨胀率的影响，当预期通货膨胀率高时存货持有水平会增加。我们进一步发现根据预期通货膨胀进行存货调整的企业未来经营业绩更好，而这种经营业绩上的正面影响在通货膨胀率预测相对准确的情况下更为显著。本文的研究把通货膨胀对企业行为的影响纳入宏观经济政策与微观主体行为互动关系的研究框架中，量化通货膨胀对企业行为的影响，拓展了企业存货管理行为的研究。

【关键词】通货膨胀预期；存货调整行为；经营业绩

一、引言

通货膨胀波动是现代经济的显著特征(Doepke and Schneider, 2006a)。在经济全球化日益发展的今天，如何处理经济发展与通货膨胀之间的关系是世界上每个经济体都面临的现实难题。上世纪80年代巴西曾经出现高达3位数的通货膨胀，给居民生活和国民经济均造成极大的影响，可以说是巴西经济发展历史上的一场噩梦。我国在上世纪90年虽然宏观经济一直保持高速增长，但也曾出现两位数的通货膨胀率。而最近在金融危机后的经济刺激政策和天量的银行信贷面前，我国的通货膨胀率又开始出现缓慢上升。2010年我国的CPI指数是103.3，较2009年的99.3上升了4.03%。

通货膨胀的存在对国民经济增长和投资会产生非常重要的影响(Barro, 1995, 1996; Andres and Hernando, 1999)，从而影响宏观经济中的利益分配格局，影响国民的财富分配。商品价格和商品期货在通货膨胀上升时期出现明显上涨(Erb and Harvey, 2006)，而居民的实际购买力在通货膨胀上升过程中被吞噬。Doepke and Schneider (2006b)发现美国老年居民、富裕阶层和债券持有者在通货膨胀上升时期的财富遭到巨大损失。可以说，通货膨胀的存在

¹ 饶品贵，暨南大学管理学院会计系

² 岳衡，北京大学光华管理学院会计系

³ 姜国华，北京大学光华管理学院会计系

是现代经济中不可忽视的重要经济现象。

从宏观角度讨论通货膨胀的文献非常丰富(比如 Fama and Schwert, 1977; Barro, 1995, 1996; Andres and Hernando, 1999; Erb and Harvey, 2006; Doepke and Schneider, 2006b), 然而从微观层面讨论通货膨胀对企业行为的影响的文献则非常缺乏。由于宏观经济的变化必然反映在微观的企业行为上, 对微观企业的深入研究有利于我们更好地理解通货膨胀的作用, 同时也帮助企业经营者更好地应对通货膨胀波动的影响。本文试图以企业存货调整行为作为切入点, 剖析通货膨胀率波动对微观企业行为的影响。具体而言, 我们研究企业在存货调整过程中是否会考虑预期通货膨胀率的变化, 以及这种存货调整行为是否会对企业的经营业绩产生显著影响。

我们之所以选择存货作为企业层面的变量来研究通货膨胀的影响, 主要原因有三点: 第一, 存货是企业持有的重要资产之一。在本文样本区间内, 上市公司存货占总资产的比重平均为 16.9%, 并且这一比例在 2000 年之后总体呈现上升的趋势。因此, 存货投资对企业具有重要意义; 对企业存货投资行为的研究, 能够帮助我们较好地刻画企业行为。

第二, 企业持有存货的波动在很大程度上反映了宏观经济的波动。许志伟等(2012)发现 1992-2010 年中国每年的存货投资额仅占 GDP 的 3.5%, 但是其波动却解释了 GDP 总波动的 20%之多, 表明作为总产出构成很小部分的存货投资, 对我国宏观经济波动具有非常重要的解释和预测作用。Blinder and Maccini(1991)认为存货的重要性实际上超出了我们的预期, 他们发现存货投资的下降能解释美国二战后经济衰退的 87%。以往文献研究了通货膨胀对宏观经济的影响, 因此对企业存货投资的研究能够更好地和宏观经济方面的研究进行结合。

第三, 面对不同的经济环境, 企业会经常性地调整存货投资水平。企业进行存货调整需要考虑微观层面的存货储存成本、缺货成本(Blinder and Maccini, 1991)、财务成本(Akhtar, 1983); 同时也需要考虑宏观层面的经济周期(Kashyap et al., 1994)以及通货膨胀的影响。现实中我们也经常观察到通货膨胀对企业存货调整行为产生了重要的影响, 比如 2010 年我国通货膨胀率出现上升之时, 有媒体就报道上市公司因预期通胀率上升而大幅增加存货⁴, 因此企业存货持有水平可能受到预期通货膨胀率的影响。

具体而言, 我们认为通货膨胀率的上升对企业存货投资水平的影响体现在以下三个方面: 首先, 通货膨胀率升高在某种程度上导致宏观经济不确定性程度的增加(Bekaert and

⁴ 详见人民网的转载报道: 上市公司担忧通胀囤“粮” 存货额升至历史峰值 (<http://finance.people.com.cn/stock/GB/15522527.html>); 南方日报报道: 上市公司存货额升值历史峰值 (http://epaper.nfdaily.cn/html/2011-08/27/content_7002925.htm)。

Wang, 2010; Lin, 2009)。面对可能的经济冲击,企业为了提高生产的计划性以平滑生产从而缓解经济冲击的影响,可能会对存货持有水平进行适当调整;第二,通货膨胀上升时期,普通商品的价格及其期货的价格都将出现上升(Erb and Harvey, 2006)。因此,如果企业管理层预期未来的通货膨胀率将上升,那么最为直接的应对是提高存货(特别是原材料)持有水平或惜售持有的存货,以降低未来可以预见的因存货价格上升带来的采购成本和缺货成本上升,提高公司的利润。由于我国的期货期权市场尚未成熟,面临通货膨胀风险时,企业采用囤积存货的实物期权方式来进行保值与增值的现象可能较发达国家更为普遍;第三,当通货膨胀上升时,企业面临的实际利率会因为通胀率的上升而出现下降(Ritter and Warr, 2002),即使中央银行因此而进行针对通货膨胀的货币政策调整,但是这种调整也是不充分的(Mundell, 1963),从而企业持有存货的融资成本将会下降⁵。因此,预期通货膨胀率的变化可能通过影响宏观经济不确定性、资产价格和实际利率水平而影响企业存货持有水平。

本文以我国2002年3季度至2013年4季度的季度数据,研究了预期通货膨胀对企业存货调整行为的影响。我们分别采用央行发布的储户问卷调查报告中的未来物价预期指数、随机游走模型和简单菲利普斯曲线计量预期通货膨胀率,并通过和实际通货膨胀率的比较得到非预期的通货膨胀率。我们研究发现预期通货膨胀率上升时,企业会显著地提高存货持有水平;进一步考察存货调整行为对经营业绩的影响,本文发现针对预期通胀率变化而进行主动存货调整的公司,其未来四个季度的业绩表现更好;而这种经营业绩上的正面影响在通货膨胀率预测相对准确的情况下更为明显。

本文的研究贡献在于:第一,本文是对通货膨胀波动与企业微观行为关系的一个探索性研究,希望把通货膨胀这一重要宏观经济因素引入企业微观行为的研究,是对宏观经济政策与微观企业行为互动关系这一新兴研究领域的进一步拓展;第二,已有文献更多地直接研究通货膨胀率波动的宏观经济结果(比如宏观经济增长),而在企业面临通货膨胀波动采取的应对行为方面少有研究。本文测算了通货膨胀率的预期与非预期成分,量化了通货膨胀对企业影响的程度,直接研究面对通货膨胀率的波动时企业采取的微观应对行为,这在很大程度上拓展了通货膨胀对企业行为影响方面的研究,也可以更好地指导企业的经营决策;第三,存货方面的已有文献更多侧重于存货计量方法的经济后果研究,而很少关注宏观经济因素对存货调整行为的影响,本文则研究预期通胀率的变化对企业存货调整行为的直接影响以及相应的经济后果,进而拓展微观层面存货调整行为的研究;最后,通货膨胀对企业的影响具有隐

⁵ 通货膨胀率一旦持续上升,央行可能采取反向的货币政策操作,加息以降低通胀率(Sharpe, 2002),从而稳定宏观经济运行,但是这种调整具有一定的滞后性。

形性⁶特征(Konchitchki, 2011), 本文通过研究预期通货膨胀对存货水平调整的影响显性化了通货膨胀对企业的影响, 从而加深了我们对通货膨胀与微观企业之间关系的认识。

本文的结构安排如下: 第二部分是文献回顾和研究假设, 第三部分是研究数据和研究设计, 第四部分进行实证检验与分析, 最后是研究结论与研究局限。

二、文献回顾与研究假设

结合宏观经济政策的微观企业行为研究是当前经济研究中的一个重要方向。宏观经济政策是微观企业行为的大背景, 而微观企业行为是宏观经济政策达成目标的途径和渠道, 两者相结合的研究具有重要的理论与现实意义。因此, 姜国华和饶品贵(2011)试图建立一个分析框架⁷, 倡导将宏观经济政策与微观企业行为之间的互动关系有机结合起来研究。

已经有一些研究关注到宏观经济对微观主体行为的影响, 比如经济周期影响企业资本结构的调整(Korajczyk and Levy, 2003), 经济周期对会计稳健性的影响(Klein and Marquardt, 2006)、宏观经济政策对企业业绩的影响(靳庆鲁等, 2008)、货币政策的变化对企业投资行为的影响(Beaudry et al., 2001; 靳庆鲁等, 2012)、货币政策波动对企业融资行为的影响(饶品贵和姜国华, 2013)等, 但是少有研究涉及到通货膨胀对企业行为的影响。本文试图以企业存货调整为切入点, 对这一主题进行探索性研究。因此以下部分我们就通货膨胀和存货方面的研究进行文献回顾。

(一) 通货膨胀方面的文献

与其他宏观经济事件相似, 通货膨胀的波动可能对国民经济发展和微观企业的生产管理行为产生深刻的影响。但与其他宏观经济事件不同之处在于, 通货膨胀的变化是通过间接的方式影响微观企业, 具有很强的“隐形性”(Konchitchki, 2011), 我们难以准确判断通货膨胀对企业的影响程度在多大程度上得以体现。

通货膨胀的隐形性特征使得对其研究非常困难, 从已有文献来看, 学者比较多地关注通货膨胀率的变化对国民经济增长和资本市场回报的影响, 而企业层面的研究证据则比较少。Barro (1995, 1996)以 1960 至 1990 年世界 100 多个国家的数据进行分析, 发现在控制内生性以后, 通货膨胀率对真实的人均 GDP 和投资占 GDP 比重均产生显著负面的影响。Andres and

⁶ 通货膨胀对企业行为和产出的隐形性在于: 通货膨胀的存在必然对企业产生影响, 比如 Konchitchki (2011) 所分析的企业会因通货膨胀产生未实现利润, 但是通货膨胀究竟对企业影响的量有多大, 我们却难以准确判断, 因此通货膨胀对企业的影响我们能够定性(当然有时进行定性也是困难的)却难以定量。

⁷ 有关宏观经济政策与微观企业行为之间互动关系方面的更为详细的论述请参见姜国华和饶品贵(2011)。

Hernando(1999)更进一步以 1960-1992 年的 OECD 国家宏观经济数据研究发现通货膨胀率对 GDP 和 GDP 增长率均产生显著负面的影响, 在 Granger 因果关系中他们还验证了通货膨胀率的变化是影响 GDP 的原因。

在资本市场回报方面, Fama and Schwert (1977)以国库券的利率作为预期通胀率的替代变量, 发现预期通货膨胀率的上升将导致资本市场总体回报出现下降。Modigliani and Cohn (1979)的经典文章中认为资本市场的投资者因为无法正确调整通货膨胀对股票估值的影响出现“通货膨胀幻觉”, 因而在通货膨胀高的时期资本市场上的股票价值处于低估状态, 而通货膨胀低的时期股票价值则处于高估状态, 其根本原因是投资者调整了实际利率却没有调整公司的盈利增长, 进而导致错误的判断。Campell and Vuolteenaho (2004)在宏观层面验证了这一情况, 即市场回报与未预期的通货膨胀率负相关。Ritter and Warr (2002)研究发现美国 1982-1999 年期间的牛市部分原因是通胀率的下行, 他们验证了股市回报(从行业与公司层面)与预期通胀率负相关。同时 Ritter and Warr (2002)还对 Modigliani and Cohn (1979)提出的“通货膨胀幻觉”提供了一种理论上的解释, 即通胀率上升的会导致名义利率的上升, 因此会导致资金流出资本市场, 而这种资金供求关系的改变导致了股市回报的下降。

在微观层面, Konchitchki(2011)对美国上市公司的会计报表进行了直接的通货膨胀率的调整, 进而得到每年每个公司的净利润包含的受通货膨胀影响的未实现利润(IGL), 他发现 IGL 与未来 1-4 期的经营性现金流正相关。但是资本市场的投资者并未正确处理这一信息, 他发现 IGL 越高的公司未来一年的回报越差, 原因可能是投资者对 IGL 存在过度反应, 而 IGL 越低的公司未来一年的回报越好, 他认为可能是投资者对这些公司的 IGL 存在反应不足。Konchitchki(2011)的研究说明投资者无法完全理解和正确处理通货膨胀的波动对企业会计盈余产生的影响, 进一步说明了通货膨胀的“隐形性”特征。

Chordia and Shivakumar (2005)以公司的未预期盈利(SUE)进行分组, 发现 SUE 的各组对通货膨胀率敏感性呈现单调增加趋势, 他们发现滞后期的通货膨胀率能预测 SUE 最高组与最低组之间的套利回报。以前的文献发现 PEAD 的产生是由于投资者低估季度未预期盈余, 而他们发现这种低估的一个重要来源是投资者低估通货膨胀对企业未来盈余的影响规模, 由此他们认为通货膨胀率波动是解释盈余漂移(PEAD)的一个重要因素。而 Basu et al. (2010)更进一步发现分析师预测对通货膨胀影响公司的盈利增长的情况也未能正确反应, 预期的通货膨胀率能预测分析师的预测误差, 而分析师的系统预测误差与公司未来回报相关, 这些研究同样说明通货膨胀的隐形性特征。

从现有的以微观视角研究通货膨胀的文献来看,研究者更多地关注通货膨胀对资本市场的影响,这种影响在很大程度上是由于投资者对通货膨胀的认知偏差所导致的。但是通货膨胀如何影响微观企业行为,或者说通货膨胀通过何种渠道影响实体经济和资本市场,在文献中还很少受到关注。因此,我们可以判断通货膨胀率这一宏观变量对经济结果的影响,但是对其中间实现过程的认识与理解还不太清晰。

(二) 存货方面的文献

不管是在企业微观层面还是宏观经济层面,存货都是非常重要的。在宏观层面上,存货是经济周期的先导因素,它的波动在宏观意义上映射了经济周期的波动(Abramovitz, 1950)。许志伟等(2012)认为在我国存货总投资对解释 GDP 波动具有非常重要的作用。他们利用经理人指数数据对产成品存货和原材料存货投资进行研究,发现前者具有周期性,而后者表现出顺周期性。许志伟等(2012)利用贝叶斯动态方法估计,发现两类存货投资的周期性特征主要源于最终需求冲击。

而在微观层面,主流研究观点认为存货是平滑企业生产的重要因素(Blinder and Maccini, 1991),存货可以平衡销售与生产之间的矛盾。Blinder and Maccini(1991)指出,在企业微观层面,企业持有存货的目的在于以下三个方面:提高企业生产的计划性以应对突然的经济冲击,平滑生产应对销售的波动性;降低企业销售中面临的缺货成本;在存货价格处于低位时,进行投机或套利,并在最大程度上降低存货采购成本。

传统的研究中,企业的存货持有水平取决于存货储存成本和缺货成本,在这两方面成本之间进行权衡,最小化成本来选择存货持有水平。Akhtar (1983)认为除了这两类成本之外,企业持有存货还面临两方面资金成本。第一是持有存货面临的机会成本;第二持有存货带来的预期资本收益⁸。存货的资金成本容易受到货币政策波动的影响。Kashyap et al. (1994)发现企业存货水平受到所处的货币政策环境的影响,在美国 1972 年和 1982 年经济衰退同时货币政策处于收紧状态时期,制造行业企业的存货投资水平普遍下降,原因是在货币政策紧缩阶段企业的存货投资受到自有资金的影响,因此货币政策的变化对企业存货投资水平主要是通过影响资金供给来实现的。Hay and Louri (1994)的确发现英国小企业的存货投资与通货膨胀率显著正相关,而 Corbett et al. (1999)的比较研究中发现相比较英国企业,日本企业的存货投资与通货膨胀率的正相关性更大。

(三) 研究假设

⁸ 当存货价格上涨后,存货(包括原材料、半成品和产成品)的售价也随之上升,因此售价(和利润)中有一部分来源于持有存货的价格上涨,类似于持有股票的资本利得(capital gain)。

梳理以上两方面的研究文献,我们发现一方面通货膨胀对经济结果影响的研究更多地停留在经济整体层面上(Barro, 1995, 1996; Fama and Schwert, 1997; Andres and Hernando, 1999),微观层面的经验证据则比较缺乏;另一方面,企业存货研究中比较少考虑通货膨胀这一宏观经济因素,而从存货角度研究企业对通货膨胀预期的反应是连接宏观因素和微观企业行为及其经济后果的良好视角。

通货膨胀波动对企业存货调整的影响具体表现为:首先,通货膨胀率的升高在某种程度上导致宏观经济不确定性程度的增加(Bekaert and Wang, 2010; Lin, 2009)。Lin (2009)认为趋高的通货膨胀率将导致宏观经济运行的非效率、失业率升高和实业投资额的下降,从而降低经济增长。实际上 Barro(1995,1996)已经提供了这方面的研究证据。面对可能的经济冲击,企业为了提高生产的计划性以缓解经济冲击带来的影响,可能会对存货持有水平进行适当调整;第二,通货膨胀上升时期,普通商品的价格及其期货都将出现上升(Erb and Harvey, 2006)。如果通货膨胀率将上升,那么存货的价格(特别是原材料)将随之上升。因此如果预期到未来通货膨胀率上升,理性的企业管理层将会增加存货持有水平(进行投机或套利)或者惜售持有的存货,以在最大程度上降低存货未来的采购成本和抑制缺货成本的上升。由于我国的期货市场还不够成熟,因此企业更可能采用囤积存货的实物期权方式来规避通货膨胀风险,以实现资产的保值与增值;第三,通货膨胀率一旦持续上升,央行可能采取反向的货币政策操作,加息以降低通胀率(Sharpe, 2002),希望实现经济软着陆,从而稳定宏观经济运行。但是这种调整一方面具有一定的滞后效应⁹ (Ritter and Warr, 2002),另一方面即使央行进行这样的货币政策调整,这种调整也是不充分的(Mudell, 1963),因而短期企业面临的实际利率会因为通胀率的上升而出现下降,从而企业持有存货的机会成本将会下降。

另外,存货调整行为与固定资产等长期投资不同之处在于,存货在企业资产比重相对较小和周转率相对较高,面对可能的经济冲击,企业的存货调整机制具有很高的灵活性和及时性(Carpenter et al., 1994),因此面对预期通货膨胀的波动,企业有可能进行适当的存货调整。我们注意到 Hay and Louri (1994)和 Corbett et al. (1999)直接研究了通货膨胀对存货的影响,但这两篇文献没有估计通货膨胀率的预期成分,然而企业的管理者是理性经济人,他们会充分地利用所有可得的信息形成一个无系统偏误的预期,然后根据这个预期适当地调整自身的经济行为。就通货膨胀与企业存货的关系而言,企业的管理者会根据一系列信息¹⁰形成

⁹ 一般而言,货币政策的调控需要一个过程(包括认识过程和决策过程),因此货币政策调控存在3-6个月的滞后期,而本文采用研究样本是季度滚动数据,可能正处在货币政策的滞后期内。

¹⁰ 企业通过外界(比如银行、证券公司、学术机构等专业机构)获得或者自己根据所获得权威机构(比如投行、基金公司)发布的宏观经济研究报告分析进行通货膨胀率的预测。

的一个通货膨胀预期，然后根据这个预期对存货进行预测，因此影响企业存货调整行为的应当是预期通货膨胀率的变化，而非当前与过去的实际通货膨胀率走势。因此企业的存货调整应对措施应当是针对预期通货膨胀率的变化做出的。

根据本文的上述分析，我们提出研究假设 1：

H1：预期通货膨胀率上升时期，企业的存货持有水平增加。

面临通货膨胀波动，并不是所有企业都会进行存货调整。有一些企业能够理性预期通货膨胀率的变化，并针对这一变化及时和适当地做出存货调整，我们把这种企业称为主动性存货调整企业。可以预见这类企业在未来存货价格波动时占据了更为积极主动的位置，对未来的企业经营绩效应当产生良性的影响。首先，通货膨胀上升时期，企业增加存货投资的行为实际上是一种套利行为。由于我国的期货期权市场尚未成熟，面临通货膨胀风险时，企业采用囤积存货的实物期权方式来进行保值与增值的现象可能较发达国家更为普遍；其次，通货膨胀上升时期，实物资产的价格将出现上升(Erb and Harvey, 2006)，这是企业增加存货投资的根本原因之一，但这也可能带来企业未来销售收入的增加，从而在一定程度上有助于未来经营业绩的提升；第三，增加存货肯定会增加相应的储存成本¹¹，但是通货膨胀时期由于增加存货而更大程度降低的缺货成本可能会补偿储存成本的增加，从而对未来业绩的提升产生影响。通货膨胀率的变化对缺货成本的影响可能体现在原材料和产成品两个方面：首先是原材料方面，通货膨胀率持续上升时，供应商会提高产品的售价甚至产生惜售行为，造成企业采购成本上升甚至无法得到足够的原材料进行生产；其次是产成品方面，通货膨胀率持续上升时，公司的产成品价格上升，利润空间扩大，因此如果产品数量无法满足顾客需求，将使得其缺货的机会成本上升。另外，由于通胀上升时期实际利率的降低，企业持有存货的机会成本会出现降低，同时企业实际的负债利息是下降的，这些方面的因素可能导致企业增加存货调整行为会对经营业绩产生良性影响。

基于此，我们提出研究假设 2：

H2：针对预期通货膨胀主动调整存货持有水平的企业未来经营业绩会更好。

既然是预测，就存在误差。相对准确地预测通货膨胀率是企业合理地调整存货水平的前提，但是准确预测通货膨胀率的变化是件非常困难的事情。以本文的研究样本为例，采用央行发布的未来物价预期指数来计算预期通货膨胀相对来说是比较准确的，但即使是这种预期

¹¹ 通货膨胀率的变化也可能对企业存货的储存成本产生一定影响，主要体现在仓库保管人员的人工工资、租赁仓库(如果存在)的相应费用，但我们认为相比较预期通货膨胀率造成的缺货成本升高相比较，存货储存成本的上升是比较小的。

方式也存在较大的误差,非预期通货膨胀率的最大值是 2.25%。Stock and Watson (2007)也发现美国的通货膨胀率非常难以预测,尤其是上世纪 80 年代以后,模型预测通货膨胀率的精度不断下降。企业通过外界(比如银行、证券公司等专业机构)获得或者自己进行通货膨胀率的预测情况,如果通货膨胀率的预测相对准确,并且企业进行积极主动地进行存货调整,那么对企业未来经营绩效将产生更为积极的影响。反之,预测的误差过大,而企业还积极主动地进行存货调整,此时产生的效果则可能不尽如人意,甚至可能会带来损失。因此,存货投资调整行为对未来业绩产生的影响取决于通货膨胀率预测的准确程度。

由此,本文提出研究假设 3:

H3: 通货膨胀率预测相对准确情况下,主动调整存货的企业未来业绩表现更好。

三、研究数据与研究设计

(一) 研究数据与变量

本文研究的主题是企业存货持有水平的调整与预期通货膨胀率之间的关系,因此对预期通货膨胀率的计量是本文研究的关键所在,这也是所有研究通货膨胀预期文献最为重要的问题。现有文献中采用多种方式对预期通货膨胀率进行衡量。Fama and Schwert (1977)以国库券利率作为预期通货膨胀率,然后以真实的通货膨胀率减去国库券利率作为非预期的通货膨胀率。Stock and Watson (1999)比较了年度通货膨胀率的预测方法,他们发现基于真实活动的菲利普斯曲线(Phillips curve)方法对年度通胀率的预测更为准确。Ang et al. (2007)对季度通货膨胀率的预测方法进行了综合比较,包括菲利普斯曲线、时间序列模型、期限结构和调查问卷¹²等,他们发现基于调查问卷的通货膨胀率预测最为准确。

根据 Ang et al. (2007)的研究结果,本文也主要采用基于调查问卷的方式计量预期通货膨胀率。首先,我们从中国人民银行网站获得其定期发布的储蓄问卷调查报告中的未来物价预期指数(INDEX)¹³,该指数反映了公众对下一季度物价是否会上升的预期。由于这个未来

¹² Ang et al. (2007)选择的调查问卷数据包括 Livingston survey, the survey of professional forecasters (SPF) 和 Michigan survey。Livingston survey 是针对美国政府和学术机构的专家进行,直接预测 CPI; SPF 是针对商业领域的专家进行,预测通货膨胀率;而 Michigan survey 是针对美国家庭进行的,预测下一年度价格的变化情况。

¹³ 城镇储户问卷调查是中国人民银行 1999 年起建立的一项季度调查制度。每季在全国 50 个(大、中、小)调查城市、400 个银行网点各随机抽取 50 名储户,全国共 20000 名储户作为调查对象。调查内容包括储户对经济运行的总体判断、储蓄及负债情况、消费情况、储户基本情况等四个方面。其中的未来物价预期指数是反映居民对下季物价判断的扩散指数,计算方法是:先扣除选择“看不准”的居民数,然后分别计算认为下季物价“上升”与“基本不变”的居民占比,再分别赋予权重 1 和 0.5 后求和得出。未来物价预期指数从 1999 年第 4 季度开始。

物价预期指数¹⁴是介于 0-100 之间的数，并且仅表示了物价上升的相对程度，我们需要将它转化为便于比较和理解的百分比形式并用于计量预期通货膨胀率。因此，我们先对该指数进行对数化，然后按照滚动方法 (rolling)¹⁵ 进行如下 OLS 回归：

$Inflation_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \log(INDEX_t) + \varepsilon$ ，其中 $Inflation_{t+1}$ 是下个季度实际汇报的通货膨胀率。

OLS 回归方程的拟合值作为对该期通货膨胀率的预期值，而残差作为非预期通货膨胀率。

在本文中，我们采用国家统计局发布的月度环比 CPI，以此为基础来计算季度的实际通货膨胀率¹⁶。

为了保证结果的稳健性，本文也考虑了另外两种方法计算预期的通货膨胀率。第一是基于随机游走模型的计算方法，即以本期实际的通货膨胀率作为下一期通货膨胀率的预期值。这种方法在 Basu et al. (2010) 得到应用；第二是简单菲利普斯曲线方法，即以下期实际的通货膨胀率作为因变量对本期实际的通货膨胀率和 GDP 增长率进行 OLS 回归，其拟合值作为预期的通货膨胀率，残差作为非预期的通货膨胀率，Ang et al. (2007) 对这种方法进行了描述。

本文样本的研究区间是 2002 年 3 季度至 2013 年 4 季度¹⁷，财务数据来自 CSMAR 数据库，月度环比消费物价指数(CPI)来自于国家统计局网站。数据处理过程中，我们删除了金融类上市公司、财务数据缺失和所有者权益为负的公司样本。本文最终的样本量是 69710 公司季度，研究过程我们对公司层面的连续变量在 1% 水平下进行缩尾(winsorize)处理。

(二) 研究设计

本文首先研究企业存货持有水平是否因为预期未来通胀率的波动而进行调整，我们设计如下回归模型：

$$CINVT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Expected\ inflation_t + \alpha_2 Unexpected\ inflation_t + \sum \gamma_i Control\ variables + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中的因变量是本季度与上季度之间的存货变化值，存货采用期末总资产标准化¹⁸(Corbett et al. 1999)。Expected inflation 和 Unexpected inflation 分别是本期对未来一个季度

¹⁴ 中国人民银行公布的未来物价预期指数主要是针对居民进行的，而北京大学中国宏观经济研究中心(CMRC)发布的朗润预测则是对我国主要金融机构进行的，不同于央行发布的未来物价预期指数的是朗润直接预测 CPI，时间从 2005 年第 3 季度开始。但是由于朗润预测是按照同比数据发布，无法换算为季度之间可比的通货膨胀率，因此无法与本文研究的问题衔接，因此本文没有采用朗润预测数据。

¹⁵ 滚动方法(rolling)是对本期以前的所有观测进行回归，每一期增加一个时间序列的观测。

¹⁶ 季度实际通货膨胀率计算方法如下：以 (1+月度环比通货膨胀率) 方式连乘，得到每个季度的 CPI，然后按照 $Inflation = (CPI_t - CPI_{t-1}) / CPI_{t-1}$ 得到每个季度相对于上个季度的通货膨胀率。

¹⁷ 本文的研究区间跨越 2007 年，因此存在一些上市公司采用后进先出法核算存货。考虑到这一因素，我们查阅所有上市公司的 2007 年年报，发现本文的样本中总计有 105 家公司在 2007 年发生存货计价方法的变更，然后删除这些样本(4419 个公司季度观测)重新分析，发现本文的研究结果不受这一因素的影响。

¹⁸ 由于企业资产可能受到通货膨胀率的影响(比如资产中含有“隐形资产”)，理论上需要对此进行调整。但是存货也可能受到通货膨胀率的影响，而存在未实现的利润(Konchitchki, 2011)，因此 INVT 中分子分母的双向调整与不调整基本没有差异。

的预期和非预期通货膨胀率,我们分别基于央行发布的未来物价预期指数、菲利普斯曲线和随机游走模型进行计算。模型(1)对以下变量进行了控制: GDP 增长率的变化值(CGDP), Blinder and Maccini (1991)发现微观层面的存货持有水平具有顺经济周期的特点,存货水平与宏观经济形势密切相关;名义利率水平(INTEREST),通货膨胀率升高而短期名义利率不变使得实际利率水平出现下降(Sharpe, 2002),我们选择六个月的银行贷款利率对名义利率进行控制;上一期存货水平(INVT_{t-1}),因为财务数据具有均值反转的特点(Fama and French, 2000);销售增长率(SG_{t-1}),因为存货的投资水平与公司的销售情况密切相关。此外,我们还控制了公司上一期的规模(Size_{t-1})、资产负债率(LEV_{t-1})和经营业绩(ROA_{t-1})。同时,我们还对行业、年度和季度虚拟变量进行了控制(后文的模型同样)。本文的回归分析均采用稳健(robust)OLS 估计并在公司层面进行聚类。如果假设 1 成立,我们预期公司的存货会针对预期通货膨胀做出正向调整,即 $\alpha_1 > 0$ 。

本文的研究假设 2 是关于通货膨胀波动时期,存货调整行为对企业经营业绩的影响,我们建立如下回归模型进行检验:

$$Performance_{i,t+\delta} = \beta_0 + \beta_1 CINVT_{i,t} + \beta_2 Inflation_{t+1} + \beta_3 ACT + \sum \gamma_i Control\ variables + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)中的因变量 Performance 主要以未来 1-4 季度¹⁹ROA 和 1-4 季度加总的 ROA 为考察对象。Inflation 是下一季度实际的通货膨胀率。ACT 衡量公司的存货变动是否是主动进行存货调整的变量。我们首先针对每一个公司进行如下的时间序列上的回归,

$CINVT_t = \alpha_0 + \alpha_1 Expected\ Inflation_t + \alpha_2 INVT_{t-1} + \varepsilon$ 其中 INVT_{t-1} 是上一期的存货持有水平,如果 α_1 大于 0,则表示公司针对预期通货膨胀率做出了调整,因此 ACT=1,否则 ACT=0。根据假设 2 我们预测 ACT 系数显著大于 0。模型(2)中也对可能影响经营业绩的变量进行控制:宏观经济形势(CGDP)、当期 ROA、资产负债率、销售收入增长率等(Hay and Louri, 1994; Corbett et al., 1999)。

研究假设 3 预计当通货膨胀率预测更为准确时,主动调整存货企业的经营业绩表现更好,因此我们建立如下回归模型进行检验:

$$Performance_{i,t+\delta} = \beta_0 + \beta_1 CINVT_{i,t} + \beta_2 Inflation_{t+1} + \beta_3 DUEH + \beta_4 ACT * DUEH + \beta_5 ACT * (1 - DUEH) + \sum \gamma_i Control\ variables + \varepsilon \quad (3)$$

¹⁹ 为了与预期通货膨胀率的计量保持一致,本文基于上市公司季度数据进行研究。CSMAR 提供的上市公司季度报表中数据是累计值,因此本文进行了相应的调整,即第一季度保持数据保持不变,其后三个季度是用当期报表数据(主要影响的变量是利润表和现金流量表项目)减去上季度报表数据。

模型 (3) 与模型 (2) 不同之处在于将 ACT 拆分为两个变量, $ACT \cdot DUEH$ 和 $ACT \cdot (1 - DUEH)$, 其中 $DUEH^{20}$ 按照如下方式计算: 基于央行发布的未来物价预期指数计算得到的非预期通货膨胀率, 取其绝对值, 如果大于这个数值时间序列上的平均值, 则 $DUEH=1$, 说明当季度通货膨胀率预测的偏差比较大, 反之则表明预测偏差比较小。按照研究假设 3 的预期, $ACT \cdot (1 - DUEH)$ 的系数应当显著为正, 并且与 $ACT \cdot DUEH$ 系数存在显著差异, 进而说明通货膨胀率预测相对准确时主动进行了存货调整的企业未来业绩表现更好。

四、实证检验与分析

(一) 描述性统计

首先我们对数据进行描述性统计。表 1 Panel A 是从 2002 年 3 季度至 2013 年 4 季度的宏观经济变量时间序列数据统计, 其中显示这个区间我国平均的季度通货膨胀率是 0.74%, 换算为年度通货膨胀率是 2.99%。Panel A 列示了按照三种不同方法计算的预期和非预期通货膨胀率。基于 INDEX、随机游走模型、简单菲利普斯曲线方法计量的非预期通货膨胀率的均值(标准差)分别是 -0.0017(0.0105)、0.0001(0.0163)、0.0027(0.0113)。从均值来看, 基于随机游走模型计量的预期通胀率更为准确, 但是基于未来物价预期指数计量的预期通货膨胀率也比较准确。但是从标准差来看, 基于未来物价预期指数计量的预期通货膨胀率更加准确, 因此我们在研究存货调整行为对经营业绩影响过程中主要采用基于这种方式计量的预期。

表 1 描述性统计

Panel A 2002 年 3 季度-2013 年 4 季度宏观变量								
Variables	Obs	Mean	Std	P10	P25	Median	P75	P90
Inflation	46	0.0074	0.0111	-0.0100	0	0.009	0.0140	0.0310
EF1	46	0.0091	0.0069	-0.0025	0.0064	0.0098	0.0132	0.0305
UEF1	46	-0.0017	0.0105	-0.0159	-0.0113	-0.0009	0.0061	0.0225
EF2	46	0.0073	0.0111	-0.0100	0	0.0090	0.0140	0.0310
UEF2	46	0.0001	0.0163	-0.0180	-0.0130	0.0010	0.0131	0.0349
EF3	46	0.0048	0.0062	-0.0025	0.0001	0.0033	0.0104	0.0169
UEF3	46	0.0027	0.0113	-0.0112	-0.0043	0.0037	0.0104	0.0279
CGDP	46	-0.0003	0.0098	-0.0100	-0.0040	-0.0010	0.0050	0.0290
GDP	46	0.1025	0.0202	0.0760	0.0910	0.1025	0.1120	0.1450
INTEREST	46	0.0545	0.0052	0.0486	0.0504	0.0529	0.0567	0.0657

注: Inflation 是每个季度实际的通货膨胀率; EF1 是基于央行发布的未来物价预期指数, 以本季度

²⁰ 本文的 ACT 和 DUEH 均是基于全样本计算的结果。

inflation 对上一期 index 进行回归, 其拟合值为季度预期通货膨胀率, 按照滚动方法(rolling)计算; UEF1 是基于央行发布的未来物价预期指数计算的非预期通货膨胀率; EF2 是基于 random walk 模型计算的预期通货膨胀率; UEF2 是基于 random walk 模型计算的非预期通货膨胀率; EF3 是基于 Phillips curve 模型计算的预期通货膨胀率, 方法如下: 本季度 inflation 对上一期 inflation 和本季度 GDP 增长率进行回归, 拟合值即为预期通货膨胀率; UEF3 是基于 Phillips curve 模型计算的非预期通货膨胀率; CGPD 是每个季度 GDP 增长率的变化值; INTEREST 是六个月的贷款利率。

Panel B 公司特征

Variables	Obs	Mean	Std	P10	P25	Median	P75	P90
ROA	69710	0.010	0.022	-0.008	0.002	0.009	0.019	0.033
ROE	69710	0.015	0.067	-0.018	0.003	0.017	0.037	0.062
SG	69710	0.188	1.014	-0.349	-0.135	0.041	0.250	0.615
SIZE	69710	21.598	1.174	20.274	20.775	21.444	22.241	23.160
LEV	69710	0.472	0.205	0.177	0.321	0.485	0.627	0.733
INVT	69710	0.169	0.150	0.020	0.068	0.133	0.218	0.356
CINVT	69710	0.001	0.029	-0.028	-0.01	0.000	0.011	0.029
ACT	68306	0.550	0.498	0	0	1	1	1
DUEH	69710	0.458	0.498	0	0	0	1	1

注: ROA 是总资产营业利润率; ROE 是净资产营业利润率; SG 是销售收入增长率; LEV 是资产负债率; INVT 是期末存货/总资产; CINVT 是 INVT 的变化值; ACT 是在每个公司内进行如下回归

$CINVT_t = \alpha_0 + \alpha_1 Expected\ Inflation_t + \alpha_2 INVT_{t-1} + \varepsilon$, 如果 α_1 大于 0, 则 ACT=1, 删除观测小于 8 的样本;

DUEH 是 UEF1 的绝对值大于 UEF1 绝对值在总体样本内的平均值, 则 DUEH=1。

通货膨胀率。季度 GDP 变化率(CGDP)的均值是-0.03%, 而银行六个月的贷款利率均值是 5.45%, 标准差是 0.0052。在本文样本区间, 央行进行了 24 次利率调整。

表 1 Panel B 是样本区间的公司层面数据的描述性统计, 销售收入增长率(SG)的均值(中位数)是 18.8%(4.1%), ROA 和 ROE 的均值分别是 1%和 1.5%, 说明 2002 年以来上市公司呈现出比较高的增长, 同时平均而言呈现为盈利。存货持有水平(INVT)的均值(中位数)是 16.9%(13.3%), 这说明存货在上市公司资产中占有比较高的比重。存货持有水平变化值(CINVT)的均值(标准差)是 0.1%(2.9%), 四分位差为 2.1%, 这说明上市公司的存货水平呈现出一定的波动性, 这也为本文的分析奠定了基础。ACT 的均值是 55%, 表明按照本文的计量方法, 研究样本中有超过一半的公司是存货主动性调整的公司。DUEH 的均值是 45.8%, 说明本文研究区间内有近一半的时间非预期通货膨胀率的绝对值大于平均值。

本文研究企业是否会因为预期通货膨胀率的波动调整自己的存货持有水平以及由此产生的经济后果, 因此在图 1 中我们先对 CINVT 与预期通货膨胀率(按照未来物价预期指数计算)之间的关系描述, 结果显示 2002-2013 年之间本文总体样本(Pooled)的 CINVT 与 Expected inflation 之间呈现出显著的相关性(相关系数是 0.0219), 最近几年这种趋势更为明显。图 1

的初步证据表明企业存货调整行为与预期通货膨胀率波动呈现高度相关性,初步验证本文的研究假设 1。

然后,我们按照企业是否主动调整存货(ACT)分组描绘 CINVT 与预期通货膨胀率之间的关系,主动性调整样本(图 2, ACT=1)的存货持有变化水平与预期通货膨胀率呈现出更高的相关性(相关系数是 0.1257,在 1%水平下显著),而被动性调整样本中(图 3, ACT=0)两个变量之间反而呈现负相关性(相关系数是-0.1121,在 1%水平下显著)。这些结果说明主动性存货调整企业的存货持有水平变化值与预期通货膨胀率之间呈现出更高的正相关性。当然进一步的证据还有待严谨的回归分析以控制其他因素造成的影响。

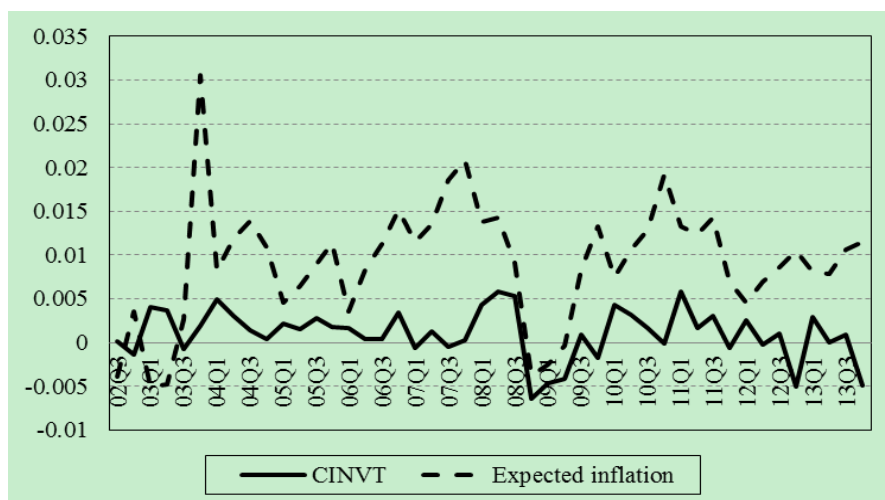


图 1 存货持有水平变化(CINVT)与预期通货膨胀率之间的关系,总体样本情况

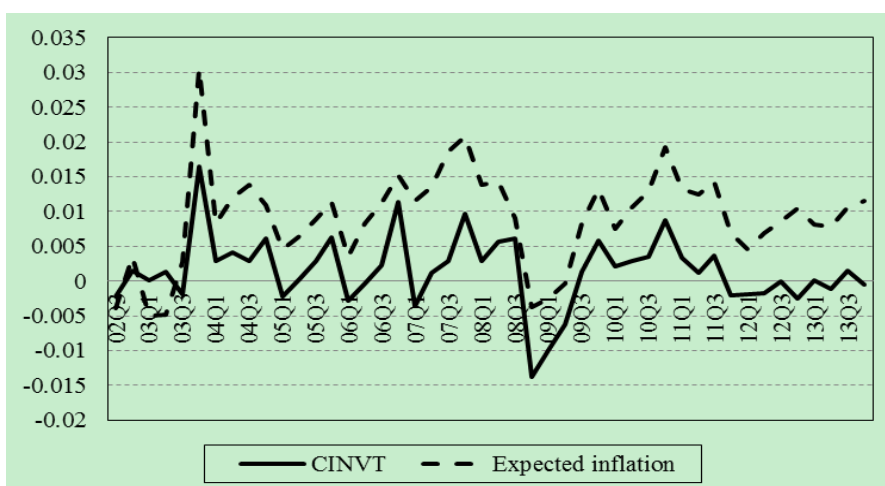


图 2 主动性存货调整的企业存货持有水平变化(CINVT)与预期通货膨胀率之间的关系

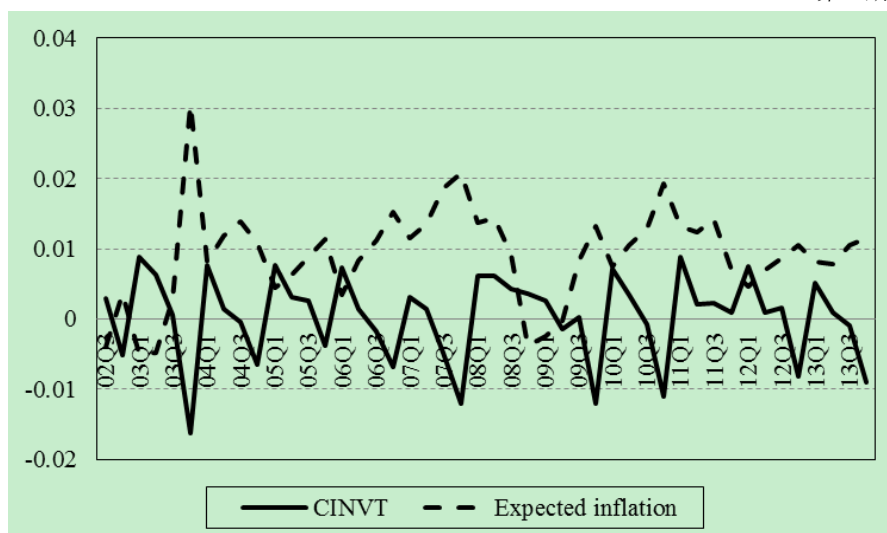


图3 被动性存货调整的企业存货持有水平变化(CINVT)与预期通货膨胀率之间的关系

(二) 回归检验与分析

表2 对企业存货调整行为与预期通货膨胀率之间的关系进行回归分析,我们分为4个模型进行,自变量中分别放入下一季度实际的通货膨胀率(Actual),以及基于央行发布的未来物价预期指数回归拟合(INDEX)、随机游走模型(RW)、和简单菲利普斯曲线(PC)计算的预期和非预期通货膨胀率。

第1栏 Inflation 系数是 0.011(统计意义上不显著),说明平均来讲企业存货持有水平的调整和下一季度的通货膨胀率没有相关关系,这个结果与 Hay and Louri (1994)、Corbett et al. (1999)的发现有所差异,但是他们的回归估计中通货膨胀率的系数并不稳定。

在表2后面三栏中我们将预期与非预期通货膨胀率同时放入回归方程中。第2栏中基于央行发布的未来物价预期指数计量的 Expected inflation 系数是 0.143(1%水平下显著),而 Unexpected inflation 系数是-0.008(统计意义上不显著);第3栏中基于随机游走模型计量的 Expected inflation 系数是 0.052(5%水平下显著),Unexpected inflation 系数是-0.000(统计意义上不显著);第4栏中基于简单菲利普斯曲线计量的 Expected inflation 系数是 0.169(1%水平下显著),Unexpected inflation 系数是 0.012(统计意义上不显著)。综合第2-4栏的情况来看,Expected inflation 系数均显著为正,说明企业存货水平的调整的确会考虑预期通货膨胀率波动的影响,验证了本文提出的研究假设1。

同时我们也注意到表2第2-4栏的 Unexpected inflation 系数均不显著,这说明影响企业存货调整的主要因素是预期通货膨胀率,而不是非预期通货膨胀率。

在控制变量方面,CGDP 在所有方程中均显著为正,说明微观层面的存货调整确实具有顺经济周期的特征;INTEREST 在所有方程中均在 1%水平下显著为正,说明短期名义利率

对企业存货水平的调整产生正向的影响，名义利率的系数在 Corbett et al. (1999)的回归分析也多数显示为正。但已有文献表明存货投资水平与实际利率应当是负相关的，因为实际利率代表企业存货投资的机会成本，因此这可能与回归中没有控制实际利率有关；上一期的存货水平值显著为负，说明当期存货高下一期存货水平会下降；ROA 在第 1-4 栏显著为正，说明企业存货调整与盈利能力密切相关；资产负债率(LEV)均在 1%水平下显著为正，说明企业存货调整受到资金的影响(Kashyap et al., 1994)。而规模变量在所有方程中均不显著，说明在存货调整上规模的影响可能并不重要(存货变量已经用规模进行了标准化)，销售收入增长率(SG)均不显著，说明本期的存货调整与销售情况相关性不大。

表 2 预期通货膨胀率与企业存货调整行为

Variables	Dependent variable: CINVT			
	Actual	Index	RW	PC
Inflation	0.011 (0.60)			
Expected inflation		0.143*** (4.65)	0.052** (2.30)	0.169*** (3.14)
Unexpected inflation		-0.008 (-0.39)	0.000 (0.01)	0.012 (0.66)
CGDP	0.046*** (3.70)	0.040*** (3.15)	0.045*** (3.61)	0.031** (2.38)
INTEREST	0.387*** (7.14)	0.257*** (4.39)	0.323*** (5.49)	0.411*** (7.49)
INVTt-1	-0.032*** (-21.33)	-0.032*** (-21.29)	-0.032*** (-21.31)	-0.032*** (-21.33)
SIZE t-1	0.000 (0.39)	0.000 (0.44)	0.000 (0.40)	0.000 (0.42)
SG t-1	-0.000 (-0.38)	-0.000 (-0.46)	-0.000 (-0.43)	-0.000 (-0.35)
LEV t-1	0.002*** (2.98)	0.002*** (2.85)	0.002*** (2.95)	0.002*** (2.93)
ROA t-1	0.039*** (6.98)	0.038*** (6.78)	0.039*** (6.94)	0.039*** (6.91)
Constant	-0.021*** (-5.65)	-0.016*** (-4.05)	-0.018*** (-4.48)	-0.022*** (-5.87)
Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes
Obs	69710	69710	69710	69710
Adjusted R2	0.02	0.02	0.02	0.02

注：稳健(robust)OLS 在公司层面 cluster，Actual 代表 Inflation 的值是下一期通货膨胀率的实际值；INDEX、RW 和 PC 分别表示预期通货膨胀率基于央行发布的未来物价预期指数采用回归方法拟合、随机游走模型和简单菲利普斯曲线计算。

表3 本文进行模型(2)的回归对研究假设2进行检验,即预期通货膨胀上升时期主动调整存货的企业未来经营业绩是否会更好,因变量分别是未来1到4季度的ROA和未来1到4季度加总的ROA。按照Ang et al.(2007)的分析,预期通货膨胀率本文主要以央行发布的未来物价预期指数(INDEX)来计量。这里我们关心的自变量ACT是表示面对通货膨胀企业是否主动调整存货,表3的回归结果显示ACT的系数不管在哪一期,均在1%或者5%水平下显著为正,说明面对预期通货膨胀率的增加,积极主动调整存货投资水平的企业在未来一年各个季度内的经营业绩更好。ACT在最后一栏未来四个季度加总的ROA回归中的系数为0.0035(1%水平下显著),这说明相比较其他企业,主动调整存货的企业未来一年的ROA平均要高0.35%,这个幅度在经济意义上也是重要的。

CINVT的系数在 ROA_{t+1} 和 ROA_{t+2} 回归中显著为正,在 ROA_{t+4} 中显著为负,在加总的回归中不显著,这说明当期的存货投资本身对未来四个季度的业绩影响不够明显。下一季度实际的Inflation系数在未来一季度ROA回归中显著为正,而在未来三、四季度回归中显著为负,说明实际通货膨胀率的升高会在短期内带来经营业绩的上升,而在更长的区间则导致经营绩效的下降。CGDP的系数在未来三、四季度和加总回归中显著为正,表明我国上市公司的业绩反映了宏观经济的总体趋势。SIZE、SG、LEV和ROA的表现与已有文献基本是一致的。综合而言,表3的回归结果表明面对预期通货膨胀率的变化,在控制了其他因素的情况下,主动性调整存货投资的企业未来经营业绩表现相对更好,这与本文的研究假设2契合。

表3 通货膨胀波动时期存货调整行为对经营业绩的影响

Variables	Dependent Variables				
	ROA _{t+1}	ROA _{t+2}	ROA _{t+3}	ROA _{t+4}	∑ROA
CINVT	0.018*** (5.77)	0.008*** (2.58)	0.001 (0.24)	-0.012*** (-3.58)	0.013 (1.55)
Inflation	0.179*** (9.69)	-0.005 (-0.53)	-0.082*** (-5.88)	-0.049*** (-5.44)	0.063*** (2.64)
ACT	0.0008*** (3.01)	0.0009*** (2.90)	0.0009*** (2.64)	0.0007** (2.32)	0.0035*** (2.83)
CGDP	-0.015** (-2.43)	-0.056*** (-8.98)	0.034*** (2.99)	0.069*** (11.73)	0.035** (2.20)
SIZE t-1	0.002*** (13.46)	0.002*** (12.00)	0.002*** (10.28)	0.001*** (7.66)	0.006*** (10.32)
SG t-1	-0.001*** (-7.62)	-0.001*** (-10.46)	-0.002*** (-16.03)	0.000 (1.10)	-0.004*** (-13.24)
LEV t-1	-0.017***	-0.017***	-0.017***	-0.013***	-0.062***

	(-21.30)	(-20.42)	(-19.16)	(-15.56)	(-19.08)
ROA t-1	0.434***	0.386***	0.355***	0.448***	1.613***
	(42.27)	(37.75)	(34.26)	(37.86)	(41.26)
Constant	-0.026***	-0.018***	-0.014***	-0.013***	-0.067***
	(-9.56)	(-6.10)	(-4.20)	(-4.50)	(-5.73)
Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Obs	63416	60775	58230	55742	55742
Adjusted R2	0.27	0.23	0.21	0.27	0.39

注： Σ ROA 是未来四个季度加总的 ROA

表 4 中本文把 ACT 拆分为 ACT*DUEH 和 ACT*(1-DUEH)两个变量进行回归²¹，期望说明通货膨胀率预测偏差小的情况下，主动调整存货的企业未来经营业绩更好。表 4 的结果显示 ACT*(1-DUEH)在未来 1-4 期 ROA 回归中系数分别为 0.0012、0.0008、0.0015 和 0.0006，均在统计意义上显著，从而未来 1-4 季度加总的 ROA 回归中其系数为 0.0044(在 1%水平下显著)。而 ACT*DUEH 的系数总体要相对小很多。表 4 中进一步对两个变量的系数差异进行检验，发现未来第一、三季度和加总的 ROA 方程中，两者有显著的差异。其中加总的 ROA 系数差异是 0.18%，这个差异在经济意义上也是明显的。因此这些证据说明，企业主动性存货调整行为对经营业绩的正面影响在通货膨胀率预测偏差较小的情况下表现得更为明显，从而验证了本文的研究假设 3。

表 4 通货膨胀波动时期存货调整行为对经营业绩的影响：交互项

Variables	Dependent Variables				
	ROAt+1	ROAt+2	ROAt+3	ROAt+4	Σ ROA
CINVT	0.018*** (5.70)	0.008*** (2.60)	0.000 (0.14)	-0.012*** (-3.54)	0.013 (1.50)
Inflation	0.179*** (9.70)	-0.006 (-0.58)	-0.082*** (-5.88)	-0.050*** (-5.58)	0.062*** (2.60)
DUEH	0.0002 (1.02)	-0.0005** (-2.11)	0.0002 (0.86)	-0.0012*** (-5.20)	-0.0006 (-0.91)
ACT×DUEH	0.0004 (1.27)	0.0009*** (2.89)	0.0003 (0.81)	0.0008** (2.26)	0.0026* (1.95)
ACT×(1-DUEH)	0.0012*** (4.05)	0.0008** (2.49)	0.0015*** (4.09)	0.0006* (1.85)	0.0044*** (3.41)
CGDP	-0.014** (-2.16)	-0.054*** (-8.60)	0.037*** (3.19)	0.075*** (12.32)	0.044*** (2.66)
SIZE t-1	0.002*** (13.47)	0.002*** (12.00)	0.002*** (10.28)	0.001*** (7.67)	0.006*** (10.32)

²¹ 由于 ACT*(1-DUEH)可以拆分为 ACT 和 (-ACT*DUEH)两个变量，可能与 ACT*DUEH 存在一定的共线性问题，因此我们删除交互项 ACT*(1-DUEH)后重新回归，发现 ACT*DUEH 和其他变量与加入交互项 ACT*(1-DUEH)后的回归差异非常小，说明共线性在表 4 的回归中影响不大。

SG t-1	-0.001*** (-7.60)	-0.001*** (-10.48)	-0.002*** (-16.00)	0.000 (1.10)	-0.004*** (-13.21)
LEV t-1	-0.017*** (-21.31)	-0.017*** (-20.42)	-0.017*** (-19.17)	-0.013*** (-15.60)	-0.062*** (-19.09)
ROA t-1	0.434*** (42.28)	0.386*** (37.74)	0.355*** (34.27)	0.448*** (37.85)	1.613*** (41.26)
Constant	-0.026*** (-9.62)	-0.018*** (-6.04)	-0.014*** (-4.23)	-0.012*** (-4.13)	-0.067*** (-5.65)
Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Test ACT*DUEH= ACT*(1-DUEH) p value	0.002	0.650	0.001	0.674	0.027
Obs	63416	60775	58230	55742	55742
Adjusted R2	0.27	0.23	0.21	0.27	0.39

(三) 稳健性检验

本文前面的回归分析采用的是虚拟变量的方式，稳健性检验中我们直接采用 CINVT*Expected inflation 这一交互变量考察企业面对预期通货膨胀率变化时存货调整行为的经营业绩经济后果。如果企业根据预期通货膨胀调整存货水平，那么预期通货膨胀和存货变动是同方向变化：预期通货膨胀高(Expected inflation>0)，且公司存货增加(CINVT>0)；或者预期通货膨胀低(Expected inflation<0)，且公司存货减少(CINVT<0)。交互项 CINVT*Expected inflation 正好衡量了这样一种同向变动的关系。当预期通货膨胀和存货变动是同方向变化时，该交互项的值会比较大；反之则该交互项的值则比较小。

表 5 Panel A 中的回归因变量与前文相同，但自变量同时加入 INDEX 计量的预期和非预期通货膨胀率，并加入交互项 CINVT*Expected inflation，我们预期交互项 CINVT*Expected inflation 应该是显著为正。回归结果表明 CINVT*Expected inflation 系数在未来所有四个季度 ROA 回归中均显著为正，在加总的 ROA 回归中它的系数是 5.210，并在 1%水平下显著为正。因此，使用存货调整和预期通胀率实际原值与前文得到的结论是吻合的。同时，Unexpected inflation 系数在未来一季度显著为正，但是在未来三、四季度则显著为负，加总的回归中则显著为正。CINVT*Unexpected inflation 只在未来四季度方程中显著为正，而在加总的回归中不显著，因此综合而言非预期通货膨胀率对企业未来经营业绩的影响不明显。

表 5 通货膨胀波动时期存货调整对经营业绩的影响

Panel A CINVT×Expected inflation 交互项					
Variables	Dependent Variables				
	ROAt+1	ROAt +2	ROAt +3	ROAt +4	ΣROA
CINVT	0.006	-0.000	-0.010	-0.025***	-0.035**

	(1.11)	(-0.03)	(-1.63)	(-3.95)	(-2.11)
Expected inflation	0.161***	-0.178***	-0.290***	-0.284***	-0.566***
	(11.33)	(-8.04)	(-9.86)	(-12.18)	(-8.73)
Unexpected inflation	0.177***	0.005	-0.068***	-0.037***	0.101***
	(9.32)	(0.49)	(-5.12)	(-3.90)	(4.08)
CINVT ×	1.279***	0.922**	1.187***	1.425**	5.210***
Expected inflation	(3.29)	(2.44)	(2.87)	(2.49)	(4.09)
CINVT ×	0.002	0.038	0.125	1.063***	1.355
Unexpected inflation	(0.01)	(0.12)	(0.39)	(3.06)	(1.56)
CGDP	-0.015**	-0.060***	0.028**	0.065***	0.022
	(-2.54)	(-9.28)	(2.49)	(11.00)	(1.36)
SIZE _{t-1}	0.002***	0.002***	0.002***	0.001***	0.006***
	(13.67)	(12.18)	(10.39)	(7.72)	(10.44)
SG _{t-1}	-0.001***	-0.001***	-0.002***	0.000	-0.004***
	(-7.76)	(-10.69)	(-16.28)	(0.95)	(-13.50)
LEV _{t-1}	-0.016***	-0.017***	-0.017***	-0.012***	-0.060***
	(-21.60)	(-20.43)	(-19.05)	(-15.30)	(-18.92)
ROA _{t-1}	0.436***	0.392***	0.360***	0.455***	1.634***
	(42.72)	(38.46)	(34.96)	(38.59)	(41.88)
Constant	-0.025***	-0.015***	-0.010***	-0.004	-0.030
	(-9.38)	(-5.19)	(-3.13)	(-0.96)	(-1.54)
Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Obs	64520	61611	58805	56099	56099
Adjusted R ²	0.27	0.24	0.21	0.28	0.40

Panel B 我们进一步区分主动调整与非主动调整样本，发现 CINVT×Expected inflation 的显著性主要出现在主动调整样本组里面，这个交互项系数在非主动调整样本组都是不显著的，组间的差异检验也显示这两组的 CINVT×Expected inflation 系数存在显著差异(除了 ROA_{t+4} 方程不显著之外)，这说明通货膨胀波动时期存货调整对业绩的影响主要发生在主动调整的样本中，与表 3 的回归结果是一致的。

Panel B 是否主动调整分组的情况

Variables	Dependent Variables				
	ROAt+1	ROAt+2	ROAt+3	ROAt+4	ΣROA
CINVT×Expected Inflation	2.065***	1.500***	2.488***	1.820**	8.072***
	(3.85)	(2.95)	(4.92)	(2.41)	(4.75)
CINVT×Unexpected Inflation	0.354	-0.343	0.500	0.578	1.228
	(0.89)	(-0.87)	(1.16)	(1.31)	(1.10)
Other control variables, Constant, Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Obs	34913	33516	32176	30865	30865
Adjusted R ²	0.28	0.24	0.21	0.27	0.39
ACT=0 Sample					

CINVT* Expected Inflation	-0.675	-0.319	-0.793	1.131	-0.372
	(-1.14)	(-0.55)	(-1.14)	(1.31)	(-0.19)
CINVT* Unexpected Inflation	-0.797	0.273	-0.375	1.568***	0.802
	(-1.59)	(0.56)	(-0.76)	(2.87)	(0.56)
Other control variables, Constant, Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Obs	28503	27259	26054	24877	24877
Adjusted R ²	0.26	0.24	0.22	0.28	0.41
Test difference CINVT*Expected inflation between ACT=1 and ACT=0 Sample (p value)	0.001	0.019	0.000	0.548	0.001

注：考虑到表格的篇幅，Panel B 中 CINVT、Expected inflation、Unexpected inflation、CGDP、SIZE、LEV、SG、ROA 均作为 other control variables 处理。

为了更进一步控制外部经营环境，我们在表 2 的回归分析将 Baker, Bloom, Davis 和 Wang 开发编制的中国经济政策不确定性指数²²作为控制变量；另外，由于中国投资为主的经济发展模式，企业存货也可能存在投资的顺周期情况，我们将季度的全国固定资产投资同比增长率也考虑进回归方程中，发现这两个变量对表 2 中 Expected inflation 系数的方向与显著性影响程度不大。

企业存货包括原材料、半成品和产成品三类，理论上预期通货膨胀率的变化更有可能影响企业原材料的调整。Wind 数据库中提供了半年报和年报的存货明细，因此我们从这两个数据库获得存货明细，数据区间是 2002-2013 年。但是存货明细中缺乏第 1 和第 3 季度的存货明细，因此我们以上季度和下季度原材料占存货总额比重作为本季度这个值的替代²³，来确定第 1 和第 3 季度的原材料占存货比重。在此基础上，我们定义一个新变量原材料占当季末总资产的比重(RM)。最后我们计算企业每个季度 RM 的变化值(CRM)，以 CRM 作为因变量，并将模型(1)的 $INVT_{t-1}$ 替换为 RM_{t-1} 进行模型(1)的回归，结果汇报于表 6。由于数据中有部分公司缺失了存货明细数据，因此表 6 中的观测值是 56902 个，这比表 2 中的观测值要减少一些。从表 6 的回归分析来看，实际 inflation 系数显著为正，采用未来物价预期指数(INDEX)、随机游走模型(RW)和简单菲利普斯曲线(PC)计量的预期通货膨胀率系数分别是 0.102、0.058 和 0.089，它们均在 1%水平下显著为正，而非预期通货膨胀率也均显著为正，说明预期通

²² 中国经济政策不确定性指数的构建是基于 Baker, Bloom, Davis 和 Wang 对香港南华早报(South China Morning Post)文章关键词的搜索。从 1995 年 1 月起，更新至 2015 年 3 月(本文需要用到 2002 年第 2 季度至 2013 年第 4 季度的数据，数据来源 http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html)，Baker, Bloom, Davis 和 Wang 统计了每个月中符合以上两步要求的南华早报的报道数目，然后除以该月内所有南华早报报道数目，并把 1995 年 1 月的指数标准化到 100。我们参照 Gulen and Ion(2013)的计算方法，即按照 1/2、1/3 和 1/6 取季度内各月份的值，然后将其进行对数化处理，并滞后一期表示。

²³ 这种替代显然是不完全准确的，表 6 的回归结果可能存在一定程度的偏差，因此我们提请读者谨慎对待表 6 的回归结果。

货膨胀率的变化会反映在企业原材料持有水平的调整上，同时原材料的调整可能还不够充分，这与表 2 的回归结果是基本一致的，也说明本文的研究结论比较稳健。

前文表 3、表 4 和表 5 的分析主要以 ROA 为主，我们将其中的因变量替换为 ROE，发现本文主要的研究结果保持不变。我们也以(营业收入-营业成本)/总资产(或者净资产)进行了上述回归分析，发现本文的研究结果均不发生实质性改变。另外考虑到企业存货调整可能会受到未来销售收入增长率的影响，因此我们在表 2 中以下一季度的销售收入增长率(SG_{t+1})替代 SG_{t-1} ，我们发现这一改变不影响表 2 主要变量系数的显著性，而下一季度的 SG_{t+1} 则显著为正，这说明企业存货调整也会受到销售收入预期的影响。

表 6 预期通货膨胀率与企业原材料调整行为

Variables	Actual	Dependent Variable: CRM		
		Index	RW	PC
Inflation	0.032*** (4.55)			
Expected inflation		0.102*** (8.10)	0.058*** (6.07)	0.089*** (5.08)
Unexpected inflation		0.023*** (3.28)	0.025*** (3.64)	0.033*** (4.67)
CGDP	0.034*** (7.52)	0.031*** (6.78)	0.033*** (7.38)	0.029*** (6.34)
INTEREST	0.206*** (10.07)	0.137*** (6.65)	0.165*** (7.72)	0.215*** (10.29)
RM_{t-1}	-0.051*** (-18.10)	-0.051*** (-18.09)	-0.051*** (-18.09)	-0.051*** (-18.10)
$SIZE_{t-1}$	-0.000 (-0.24)	-0.000 (-0.17)	-0.000 (-0.23)	-0.000 (-0.22)
SG_{t-1}	-0.000 (-1.31)	-0.000 (-1.42)	-0.000 (-1.38)	-0.000 (-1.30)
LEV_{t-1}	-0.000 (-1.13)	-0.000 (-1.33)	-0.000 (-1.18)	-0.000 (-1.18)
ROA_{t-1}	0.009*** (3.94)	0.009*** (3.69)	0.009*** (3.86)	0.009*** (3.90)
Constant	-0.013*** (-8.60)	-0.010*** (-6.76)	-0.011*** (-7.10)	-0.013*** (-8.76)
Year, Quarter and Industry dummies	yes	yes	yes	yes
Obs	56902	56902	56902	56902
Adjusted R ²	0.04	0.04	0.04	0.04

注：RM 是每个季度企业原材料占期末总资产的比例，CRM 是 RM 的变化值。其他变量定义与表 2 相同。

房地产行业的销售周期比较长,它们的存货水平相对其他行业也更高,在本文的样本内,房地产行业平均的存货占总资产比重为 45.4%,比其他行业的上市公司要高出很多,因此我们把房地产行业剔除然后重新进行本文的所有检验,发现本文的回归结果不发生重大改变。而制造业由于生产过程相对较长,其半成品占有的比重比较大,同时这个行业对原材料的需求也比较大,存货在制造业的地位更为重要,本文的研究样本内中所有制造行业的存货水平为 15.8%,这比剔除房地产行业后样本的存货水平均值 14.6%要高一些。有鉴于此,本文对制造行业进行单独分析,发现本文的回归结果不发生实质性改变。

本文表 4 的 DUEH 是按照 UEF1 绝对值在总体样本内进行分组,我们也按照 UEF1 绝对值在时间序列上的中位数和均值进行分组,未报告的结果显示在 ΣROA 方程中分别按中位数和均值分组后, $ACT*(1-DUEH)$ 系数分别是 0.0044 和 0.0039,并且在 1%水平下显著。

最后,模型(1)的回归实际上进行的是动态面板数据分析,本文模型(1)中控制了上期存货水平($INVT_{t-1}$),而 $INVT_{t-1}$ 的存在使得模型设定可能存在内生性问题,对此我们进行了如下稳健性检验(未报告):采用在时间序列和横切面上同时 cluster 回归方法、采用面板数据固定效应回归模型、以 $INVT_{t-2}$ 、 $INVT_{t-3}$ 、 $INVT_{t-4}$ 作为 $INVT_{t-1}$ 的工具变量分别采用面板数据内生变量 2SLS 和 GMM 方法进行估计,回归结果与表 1 的结果是非常接近的。

五、研究结论与研究局限

本文以企业存货调整行为为切入点研究通货膨胀预期对微观企业行为产生的影响。我们分别以央行发布的储户问卷调查报告中的未来物价预期指数、随机游走模型和简单菲利普斯曲线来计量预期和非预期通货膨胀率,研究发现预期通货膨胀率的变化对企业存货持有水平调整产生了重要的影响。面临预期通货膨胀率变化主动调整存货持有水平的企业下一年度经营业绩表现更好,而这些企业存货调整在预期通货膨胀率预测相对准确情况下的经营业绩会更好。

已有的少量学术文献表明通货膨胀对企业行为和会计信息的影响具有“隐形性”特征,本文所进行的工作是试图“显性化”通货膨胀对微观主体行为的影响,描绘通货膨胀这一宏观经济因素对企业行为的直接影响,从而把通货膨胀对企业行为的影响分析纳入到宏观经济政策与微观企业行为之间的互动关系研究框架内。

本文的研究成果一方面对企业经营管理有借鉴意义。存货是企业经营过程中不可避免持有的流动性资产,其价格波动对企业业绩又重要影响。因此,本文的研究结果表明企业需要

在存货管理中考虑预期通货膨胀的影响，也可以帮助企业量化通货膨胀的影响幅度，从而更好地管理存货调整过程，从而提升企业业绩。

另一方面，本文的研究成果对政府制定政策应对通货膨胀具有参考意义。目标通货膨胀率是一个经济体中央政府部门管理经济波动的重要中介指标。值得指出的是，实际通货膨胀率的行程不仅取决于政府调控政策，还取决于微观企业和个人对此调控政策的反应行动。因此，中央政府在制定通货膨胀调控政策时如果缺乏对企业和个人的反应行动的考虑，调控政策可能过度或不足。本文从企业存货调整行为对预期通胀率的反应为出发点进行研究，为政府政策提供了参考。

本文的研究也存在一些局限：首先本文采用计量方法区分主动性与被动性存货调整行为，这种处理与企业的现实情况可能存在一定程度的偏差，如何更为准确地区分企业存货调整行为的性质还有待更为深入的研究；其次，本文只是研究了通货膨胀波动时期存货调整行为对经营业绩的影响，而未研究这种存货调整行为的市场回报方面的经济后果，这还有待后续研究的进一步深入。

参考文献

- [1] Abramovitz, M., "Inventories and Business Cycles", 1950, NBER Working Paper.
- [2] Akhtar, M. A., "Effects of Interest Rates and Inflation on Aggregate Inventory in the United States", *The American Economic Review*, 1983, 73, 319-328.
- [3] Andres, J., and I. Hernando, "Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence from the OECD", 1999, *The Costs and Benefits of Price Stability*, Edited by Martin Feldstein: 315-348.
- [4] Ang, A., G. Bekaert, and M. Wei, "Do Macro Variables, Asset Markets, of Surveys Forecast Inflation Better?", *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54, 1163-1212.
- [5] Baker, S., N. Bloom, S. Davis, and X. Wang, "A Measure of Economic Policy Uncertainty for China", 2013, Work in progress, University of Chicago.
- [6] Barro, R., "Inflation and Economic Growth", 1995, NBER working paper 5326.
- [7] Barro, R., "Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study", 1996, NBER working paper 5698.
- [8] Basu, S., S. Markov, and L. Shivakumar, "Inflation, Earnings Forecasts, and Post-Earnings Announcement Drift", *Review of Accounting Studies*, 2010, 15, 403-440.
- [9] Beaudry, P., M. Caglayan, and F. Schiantarelli, "Monetary Instability, the Predictability of Prices, and the Allocation of Investment: An Empirical Investigation Using U.K. Panel Data", *The American Economic Review*, 2001, 91, 648-662.
- [10] Bekaert, G., and X. Wang, "Inflation Risk and the Inflation Risk Premium", *Economic Policy*, 2010, 64, 755-806.
- [11] Bernard, V., "Unanticipated Inflation and the Value of the Firm", *Journal of Financial Economics*, 1986, 15, 285-321.
- [12] Blinder, A., and L. Maccini, "Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories", *Journal of Economic Perspectives*, 1991, 5, 73-96.
- [13] Campbell, J., and T. Vuolteenaho, "Inflation Illusion and Stock Prices", *The American Economic Review*, 2004, 94, 19-23.
- [14] Carpenter, R., S. Fazzari, and B. Petersen, "Financing Constraints and Inventory Investment: A Comparative Study with High-Frequency Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 1994, 80, 513-519.
- [15] Chordia, T., and L. Shivakumar, "Inflation Illusion and Post-Earnings-Announcement Drift", *Journal of*

Accounting Research, 2005, 43, 521-556.

[16]Corbett, J., D. Hay, and H. Louri, “A Financial Portfolio Approach to Inventory Behaviour: Japan and the UK”, *International Journal of Production Economics*, 1999, 59, 43-52.

[17]Doepke, M., and M. Schneider, “Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth”, *Journal of Political Economy*, 2006a, 114, 1069-1097.

[18]Doepke, M., and M. Schneider, “Inflation as a Redistribution Shock: Effects on Aggregates and Welfare”, 2006b, NBER working paper.

[19]Erb, C., and C. Harvey, “The Strategic and Tactical Value of Commodity Futures”, *Financial Analysts Journal*, 2006, 62, 69-97.

[20]Fama, E., and G. Schwert, “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics*, 1977, 5, 115-146.

[21]Fama, E., and K. French, “Forecasting Profitability and Earnings”, *Journal of Business*, 2000, 72, 161-175.

[22]Gulen, H., and M. Ion, “Policy Uncertainty and Corporate Investment”, 2013, Purdue University Working paper.

[23]Hay, D., and H. Louri, “Investment in Inventories: An Empirical Microeconomic Model of Firm Behavior”, *Oxford Economic Papers*, 1994, 46, 157-170.

[24]Kashyap, A. K., O. A. Lamont, and J. C. Stein, “Credit Conditions and the Cycle Behavior of Inventories”, *Quarterly Economic Journal*, 1994, 109, 565-592.

[25]Klein, A., and C. A. Marquardt, “Fundamentals of Accounting Losses”, *The Accounting Review*, 2006, 81, 179-206.

[26]Konchitchki, Y., “Inflation and Nominal Financial Reporting: Implications for Performance and Stock Prices”, *The Accounting Review*, 2011, 86, 1045-1085.

[27]Korajczyk, R., and A. Levy, “Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints”, *Journal of Financial Economics*, 2003, 68, 75-109.

[28]姜国华、饶品贵, “宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域”, 《会计研究》, 2011 年第 3 期, 第 9-18 页。

[29]靳庆鲁、孔祥、侯青川, “货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值”, 《经济研究》, 2012 年第 5 期, 第 96-106 页。

[30]靳庆鲁、李荣林、万华林, “经济增长、经济政策与公司业绩关系的实证研究”, 《经济研究》, 2008 年第 8 期, 第 90-101 页。

[31]Lin, S. C., “Inflation and Real Stock Returns Revisited”, *Economic Inquiry*, 2009, 47, 783-795.

- [32]Modigliani, F., and R. A. Cohn, "Inflation, Rational Valuation, and the Market", *Financial Analysts Journal*, 1979, 35, 24-44.
- [33]Mundell, R., "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, 1963, 71, 280-283.
- [34]饶品贵、姜国华, "货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究", 《经济研究》, 2013 第 1 期, 第 68-82 页。
- [35]Ritter, J., and R. Warr, "The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982-1999", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2002, 37, 29-61.
- [36]Sharpe, S., "Reexamining Stock Valuation and Inflation: The Implication of Analysts' Earnings Forecasts", *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84, 632-648.
- [37]Stock, F., and M. Watson, "Forecasting Inflation", *Journal of Financial Economics*, 1999, 44, 293-335.
- [38]Stock, F., and M. Watson, "Why has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39, 4-33.
- [39]许志伟、车大为、薛鹤翔, "中国存货投资的周期性研究——基于采购经理人指数的动态视角", 《经济研究》, 2012 年第 8 期, 第 81-92 页。

Expected Inflation and Firms' Inventory Adjustment

Abstract: This paper investigates how expected inflation influences firms' inventory investment. Using the Price Expectation Index in the depositor survey reported by People's Bank of China, random walk model and simple Phillips curve model to measure expected inflation, we find that expected inflation influences firms' inventory investment. In generally, firms will increase their investment in inventory when expected inflation is high. We also find that firms that adjust according to expected inflation perform better than those that do not. Further investigation finds that the adjustment for expected inflation leads to better performance only when the expectation of inflation is accurate. Our study contributes to the literature by investigating the effect of inflation at a firm level and sheds some lights on the relationship between macro policy and micro activities.

Key words: Expected Inflation, Adjustment of Inventory, Performance

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自 2010 年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求：

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过 20 字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于 6000 字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式：

来稿请首选 E-mail, 请通过电子邮箱将论文电子版(word 格式)发送至 imi@ruc.edu.cn, 并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用 A4 纸打印注明“《国际货币评论》投稿”, 并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址：

北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学文化大厦 605 室 邮编: 100872

《国际货币评论》编辑部



刊 名：国际货币评论

刊 期：月刊

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

北京市海淀区中关村大街 59 号
文化大厦 605 室，100872

电 话：86-10-62516755

邮 箱：imi@ruc.edu.cn

网 址：<http://www.imi.org.cn>

INTERNATIONAL MONETARY REVIEW

Monthly

Zhang Jie

Su Zhi Song Ke He Qing

International Monetary Institute of RUC

Department of International Monetary Review

Address: Room 605, Culture Square, Renmin University of
China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District,
Beijing 100872, P.R. China

Tel: 86-10-62516755

E-mail: imi@ruc.edu.cn

Website: <http://www.imi.org.cn>

内部交流 仅供参考 未经许可 不得转载



微博·Weibo



微信·WeChat

本期责编：赵宣凯 安然